

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

Zhodnocení vlivu vybraných faktorů na výnosnost podílových fondů
Evaluation of the Impact of Selected Factors on Mutual Fund Performance

Student:	Bc. Lenka Šmehlíková
Vedoucí diplomové práce:	Ing. Martina Novotná, Ph.D.

Ostrava 2017

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra financí

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Lenka Šmehlíková**
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa
Studijní obor: 6202T010 Finance
Téma: Zhodnocení vlivu vybraných faktorů na výnosnost podílových fondů
Evaluation of the Impact of Selected Factors on Mutual Fund Performance
Jazyk vypracování: čeština

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Podstata investování do podílových fondů
 3. Popis vybraných ekonometrických přístupů
 4. Zhodnocení vlivu vybraných faktorů na výnosnost podílových fondů
 5. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

BODIE, Z., A. KANE and A. J. MARCUS. *Investments and portfolio management*. New York: McGraw-Hill, 2011. ISBN 978-0-07-128914-6.
CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.
JÍLEK, Josef. *Akciové trhy a investování*. Praha: Grada, 2009. ISBN 978-80-247-2963-3.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **Ing. Martina Novotná, Ph.D.**

Datum zadání: 18.11.2016
Datum odevzdání: 21.04.2017



Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry



prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal
děkan fakulty

„Prohlašuji, že jsem celou diplomovou práci včetně příloh vypracovala samostatně.“

V Ostravě dne 10.7. 2017


.....

Bc. Lenka Šmehlíková

„Chtěla bych poděkovat své vedoucí paní Ing. Martině Novotné, Ph.D. za trpělivost, vstřícný přístup a cenné rady, kterých se mi dostalo při vypracování diplomové práce. Chtěla bych také poděkovat svým nejbližším za podporu při studiu.“

Obsah

1 Úvod.....	7
2 Podstata investování do podílových fondů.....	9
2.1 Kolektivní investování.....	9
2.1.1 Vývoj kolektivního investování.....	9
2.1.2 Modely kolektivního investování a jejich princip	10
2.1.3 Druhy fondů.....	12
2.1.4 Výhody a nevýhody kolektivního investování	15
2.2 Kolektivní investování v České republice	17
2.2.1 Finanční trh v České republice	17
2.2.2 Tunelování fondů na českém finančním trhu.....	18
2.2.3 Legislativní vymezení kolektivního investování	18
2.3 Vývoj kolektivního investování a současný stav.....	20
2.3.1 Kolektivní investování na českém trhu.....	20
2.3.2 Srovnání investičních fondů s ostatními produkty na finančním trhu	23
2.4 Faktory ovlivňující výkonnost podílových fondů v různých zemích světa.....	24
3 Popis vybraných ekonometrických přístupů	26
3.1 Data.....	26
3.1.1 Časová data	26
3.1.2 Míry zisku	26
3.2 Analýza časových řad.....	27
3.2.1 Deskriptivní statistiky	27
3.2.2 Stacionarita	29
3.2.3 Dekompozice časových řad	29
3.3 Lineární regresní model.....	30
3.3.1 Vícerozměrný lineární regresní model.....	31

3.3.2 Metoda nejmenších čtverců	31
3.3.3 Vlastnosti odhadu metodou nejmenších čtverců.....	32
3.3.4 Koeficient determinace	34
3.3.5 Testování hypotéz	35
3.3.6 Testování normality reziduální složky	37
3.3.7 Testování specifikace modelu.....	38
3.4 Zobecnění lineární regrese.....	39
3.4.1 Heteroskedasticita	39
3.4.2 Autokorelace	41
3.4.3 Multikolinearita.....	45
4 Zhodnocení vlivu vybraných faktorů na výnosnost podílových fondů.....	48
4.1 Vstupní data.....	48
4.2 Formulace modelu	51
4.2.1 Ekonomické veličiny	51
4.2.2 Formulace hypotéz.....	52
4.2.3 Stochastická forma modelu a hypotézy o chování regresních koeficientů	54
4.3 Analýza časových řad	55
4.3.1 Grafická analýza časových řad	55
4.3.2 Analýza chybějících, odlehlých a extrémních hodnot	55
4.4 Korelační matice proměnných modelu.....	56
4.5 Odhad lineárního regresního modelu a statistická verifikace.....	57
4.5.1 První odhad modelu	57
4.5.2 Druhý odhad modelu.....	60
4.5.3 Třetí odhad modelu	62
4.6 Ekonometrická verifikace.....	64
4.6.1 Multikolinearita.....	65
4.6.2 Autokorelace	69

4.6.3 Heteroskedasticita	73
4.6.4 Specifikace modelu	74
4.6.5 Normalita reziduální složky	75
4.7 Ekonomická verifikace	76
4.8 Shrnutí	77
5 Závěr.....	79
Seznam použité literatury.....	83
Seznam zkratek	87
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce	
Seznam příloh	
Přílohy	

1 Úvod

Finanční trh v České republice má relativně krátkou historii. Některé jeho segmenty mají v Česku delší tradici než ostatní a na finančním trhu mají silné postavení. Kolektivní investování je segmentem, který v České republice nemá dlouhou tradici a není tolik investory vyhledávaný. V čase ale dochází k významnému posunu a kolektivní investování se stává pro investory zajímavějším a atraktivnějším způsobem zhodnocení peněžních prostředků. Vyšší zájem o fondy kolektivního investování je vyvolán zejména díky vyššímu zhodnocení, kterého lze investováním do fondů dosáhnout. Investování do podílových fondů, které není v České republice tak rozvinuté jako v jiných zemích, v sobě skrývá vysoký potenciál a umožňuje dosahování lepších výsledků. Zajímavým tématem jsou vazby mezi výnosností podílových fondů a veličinami, které na výnosnost podílových fondů působí. Zjištění vlivu veličin na výnosnost podílových fondů a vazeb mezi nimi by mělo mít přínos nejen pro investory, ale také pro manažery podílových fondů. Investorům může toto zjištění pomoci při investičním rozhodování, naopak pro manažery může být užitečné při řízení podílového fondu.

Cílem diplomové práce je zhodnotit vliv vybraných faktorů na výnosnost podílových fondů v ČR. Analyzován je nejen vliv proměnných týkajících se fondů, ale také finančních a makroekonomických veličin na akciové fondy v České republice za období deseti let. Vliv je zjišťován pomocí lineární regrese a k testování ekonometrických jevů jsou využity statistické testy. V úvodu práce je představena problematika, která je v práci zpracována. Uvedena je struktura diplomové práce, která zahrnuje jednotlivé kapitoly.

V teoretické kapitole diplomové práce je vysvětlena problematika kolektivního investování s důrazem na podílové fondy. Nejprve jsou objasněny základní pojmy kolektivního investování obecně, jde zejména o princip fungování fondů, druhy fondů, výhody a nevýhody kolektivního investování. Dále je věnována pozornost kolektivnímu investování v České republice, v rámci kterého je charakterizován český finanční trh a česká legislativa. V třetí části je popsána aktuální situace na finančním trhu v České republice a jeho vývoj. Poslední část teoretické kapitoly náleží faktorům, které mohou mít vliv na výnosnost podílových fondů.

Třetí kapitola diplomové práce je zaměřena na metody a přístupy, které jsou vhodné pro analýzu vlivu mezi veličinami. Jedná se o ekonometrické metody, které jsou používány

pro ekonometrické modelování. Ekonometrické modelování má danou strukturu, v rámci které jsou používány následující přístupy. První z nich jsou deskriptivní statistiky, analýza odlehklých, extrémních hodnot a dekompozice časových řad. Dalšími metodami jsou lineární regrese, nástroje pro analýzu lineárního regresního modelu včetně metody nejmenších čtverců pro odhad regresních koeficientů. Pro testování ekonometrických jevů jsou v metodologické části charakterizovány grafické nástroje a statistické testy, kterými jsou testovány multikolinearita, autokorelace, heteroskedasticita, specifikace modelu a normalita reziduální složky.

V poslední části diplomové práce je zkoumán vliv proměnných na průměrnou výnosnost akciových podílových fondů. V praktické části jsou testovány hypotézy o vztahu mezi závislou proměnnou a nezávislými proměnnými a o jejich vývoji. Je zjišťováno, jaká závislost mezi proměnnými existuje a jakým způsobem se proměnné v modelu vyvíjí. Dále je analyzováno, jaký vliv mají nezávislé proměnné na závislou proměnnou. Je představen výsledný model, který vzešel z ekonometrických analýz a u kterého jsou splněny podmínky statistické, ekonometrické a ekonomické verifikace.

V závěru práce jsou shrnuty výsledky zkoumání a závěry, které plynou z provedených analýz. Zároveň je zhodnoceno naplnění cílu práce a je uvedeno možné rozšíření řešeného tématu.

2 Podstata investování do podílových fondů

Kolektivní investování je směr, který představuje jednu z možností pro investory, jak naložit s volnými finančními prostředky. V této kapitole je věnována pozornost nejen kolektivnímu investování v obecné rovině, ale také kolektivnímu investování v České republice a legislativě, která kolektivní investování v České republice upravuje. Dále je popsán český finanční trh, jeho vývoj a jeho současná situace v souvislosti s kolektivním investováním. V závěru kapitoly jsou uvedeny faktory, které ovlivňují výnosnost podílových fondů.

2.1 Kolektivní investování

Kolektivní investování představuje zájem většího počtu individuálních investorů, kteří chtějí co nejefektivněji zhodnotit jejich volné finanční prostředky za předpokladu minimalizace investičního rizika a diverzifikace společného portfolia.

2.1.1 Vývoj kolektivního investování

Kolektivní investování je relativně nový obor, který se začal rozvíjet v 18. století. Počátky kolektivního investování lze najít v Holandsku, kde vznikl úpisem dvou tisíc cenných papírů první trust, který měl podobu současného uzavřeného fondu. Po tomto trustu následovaly další investiční aktivity. Investiční výsledky prvních holandských fondů ale nebyly příliš úspěšné. První fondy kolektivního investování byly založeny v Belgii v 19. století, následovaly další ve Francii a později ve Velké Británii. Kolektivní investování se ve Velké Británii začalo velmi rychle rozvíjet a jeho popularita stoupala. Otevřené fondy začaly fungovat ve Velké Británii až ve 30. letech minulého století a začaly využívat flexibilnější investiční strategie.

Na ostatní kontinenty se kolektivní investování dostalo výrazně později. V USA se fondy kolektivního investování vyvinuly ze společností holdingového typu. Většina společností, které vznikly, byly uzavřené investiční společnosti. Tyto společnosti byly neúspěšné, neboť se dostaly do velkých finančních problémů. Naopak na oblibě získaly otevřené fondy. V evropských zemích, které podléhaly německému vlivu, se kolektivní investování objevilo až po druhé světové válce. Součástí asijského trhu se kolektivní investování stalo v 80. letech 20. století, a to především na území Japonska a Jižní Koreje. V zemích střední a východní

Evropy došlo k rozvoji kolektivního investování v 90. letech minulého století (Musílek, 2011).

2.1.2 Modely kolektivního investování a jejich princip

Díky faktorům, které ovlivňují kolektivní investování a investičním cílům investorů, vznikly různé modely. Existují dva základní typy: otevřený model a uzavřený model.

Otevřený model

Typické pro tento model je, že není dopředu stanoven počet emitovaných cenných papírů. Emitované cenné papíry jsou likvidní, neboť investoři jsou oprávněni prodat cenné papíry zpět emitentům. Tím se počet cenných papírů neustále mění. Tržní cena emitovaných cenných papírů není dána nabídkou a poptávkou na sekundárních trzích, nýbrž je stanovena na základě každodenního ocenění z čisté hodnoty aktiv, která připadá na jeden cenný papír (Fabozzi, Modigliani, Jones, 2014). Nové cenné papíry nejsou obvykle prodávány za čistou hodnotu aktiv na jeden cenný papír, ale za emisní cenu. Při prodeji cenných papírů je zpravidla k čisté hodnotě aktiv na jeden cenný papír institucemi kolektivního investování připočtena určitá přírážka. Přírážka se odvíjí od likvidity aktiv portfoliu, ale také od způsobu distribuce cenných papírů a konkurence.

Na základě odlišného právního postavení institucí kolektivního investování je možné rozlišit následující druhy institucí:

- otevřené instituce s vlastní právní subjektivitou,
- otevřené instituce bez vlastní právní subjektivity.

Otevřené instituce s vlastní právní subjektivitou mají povahu společností, jenž nabývají peněžních prostředků emisí akcií. Peněžní prostředky dále investují do různých investičních nástrojů. V tomto případě se investoři stávají akcionáři.

Otevřené instituce bez vlastní právní subjektivity zakládají investiční společnosti. Investiční společnosti současně spravují portfolia více fondů. Majetek fondu je ale separován od majetku investiční společnosti. Investoři se nestávají akcionáři, ale podílňíky, protože za vložený kapitál obdrží podílový list. V České republice převládají otevřené instituce bez vlastní právní subjektivity.

Uzavřený model

Pro uzavřený model je charakteristické, že je přesně dán počet emitovaných cenných papírů, který se dále nemění (Fabozzi, Modigliani, Jones, 2014). Počáteční nabídka cenných papírů je organizována ručitelským způsobem investičními prostředníky. Počet investorů, kteří mohou investovat do cenných papírů na primárním trhu, je omezen. Investoři nemají právo cenné papíry zpětně prodat emitentům. Cenné papíry jsou obchodovány na sekundárních trzích (Fabozzi, Modigliani, Jones, 2014). Jejich tržní cena se mění nejen s čistou hodnotou aktiv, ale i s ostatními faktory. Cenné papíry emitované uzavřenými akciovými fondy jsou na sekundárních trzích dlouhodobě obchodovány s diskontem.

Instituce, které odpovídají uzavřenému modelu, bývají většinou společnosti s vlastní právní subjektivitou. Jak tvrdí Musílek (2011, s. 440), *...uzavřený model kolektivního investování je vhodný především pro investování do instrumentů, které mají nízkou likviditu (např. nemovitosti, malé akciové společnosti, neobchodované dluhové instrumenty nebo nově vznikající trhy)*. Výskyt uzavřených fondů není tak častý, nejvíce jsou zastoupené ve Velké Británii a v USA.

Unit Trusts neboli jednotkové investiční trusty

Jednotkové investiční trusty představují sdílené peněžní prostředky investované do portfolia fondu, které se během doby existence fondu nemění. Jednotkové investiční trusty jsou díky fixnímu portfoliu označovány jako neřízené fondy. Unit Trusts jsou zakládány makléřskou společností (tzv. *sponzorem*), která nakupuje do portfolia fondu cenné papíry. Podíly trustu, které jsou označovány jako *redeemable trust certificates*, jsou prodávány investorům. Příjmy plynoucí majitelům podílů jsou vypláceny bankou nebo správcovskou společností, která je nazývána jako *fund's trustee* (Bodie, Kane, Marcus, 2011).

Investoři, kteří se chtějí zbavit svých podílů, je mohou odprodat zpět bance nebo správcovské společnosti. Ta získává hotovost, kterou vyplatí za odkoupené podíly, prodejem dalších cenných papírů z portfolia případně prodejem podílů novým investorům (Bodie, Kane, Marcus, 2011).

Poplatky

S kolektivním investováním jsou spojeny také poplatky, které musí investoři fondu platit. Zde jsou vymezeny základní druhy nejčastějších poplatků podle autorů Bodie, Kane, Marcus (2011).

Poplatky za správu (Operating Expenses) jsou poplatky, které kryjí administrativní náklady fondu a souvisí se správou portfolia. Správní poplatky pokrývají i náklady na poradenství a některé fondy používají poplatky za správu ke krytí nákladů na marketing. Správní poplatky představují určité procento z majetku investora.

Vstupní poplatky (Front-End Load) jsou účtovány v případě, kdy investoři nakupují podíly fondu. Poplatky jsou placeny subjektu, který nabízí fondy investorům.

Výstupní poplatky (Back-End Load) jsou placeny tehdy, prodávají-li investoři své podíly ve fondu.

Speciální typ poplatků, nazývaný *poplatky 12b-1*, je placen ročně v pevné výši. Tyto poplatky jsou používány k úhradě distribučních nákladů, které představují náklady na reklamu, prospekty a náklady spojené s prodejem podílů fondu.

Depozitář cenných papírů

Depozitář cenných papírů představuje subjekt, jehož hlavní úlohou je evidence majetku fondu kolektivního investování. Mezi další činnosti vykonávané depozitářem patří úschova majetku, evidence finančních transakcí, vypořádání obchodů, provádění pokynů fondu a kontrola činností depozitáře (Jílek, 2009).

2.1.3 Druhy fondů

Na finančních trzích existuje velké množství fondů, do kterých mohou investoři vložit své volné finanční prostředky. Fondy lze členit podle různých hledisek do mnoha kategorií. V této podkapitole jsou uvedeny fondy podle druhu cenných papírů, do kterých investují. Dále podle investiční strategie a samostatnou skupinou jsou speciální typy fondů.

Fondy podle cenných papírů v portfoliu

Cenné papíry, které jsou obsaženy v portfoliu fondů, zpravidla určují typ fondu. Ne vždy je součástí portfolia fondu jen jeden druh cenného papíru, do portfolia fondu jsou často přidávány další cenné papíry.

Fondy peněžního trhu jsou fondy, v jejichž portfoliu převažují instrumenty obchodované na peněžním trhu. Tyto instrumenty jsou charakteristické kratší dobou splatnosti, zároveň přináší investorům nízkou míru výnosnosti, která se odvíjí od výše krátkodobých úrokových sazeb (Jílek, 2009). Jedná se o státní pokladniční poukázky, dluhopisy se splatností do jednoho roku a bankovní produkty. Fondy peněžního trhu jsou vhodné pro krátkodobé

investování, jejich nespornou výhodou je vysoká likvidita investovaných peněžních prostředků.

Dluhopisové fondy jsou zaměřeny na cenné papíry s pevným příjmem, ze kterých se portfolio skládá. Manažeři dluhopisových fondů mohou investovat do různých druhů dluhopisů a tím fond specializovat na investice do konkrétních typů dluhopisů, případně investovat do více typů současně (Bodie, Kane, Marcus, 2011). Dluhopisové fondy nabízí vyšší výnosnost ve srovnání s fondy peněžního trhu, investiční horizont pro dluhopisové fondy je delší. Dluhopisové fondy dosahují vyšší výnosnosti, ale za vyšší míry rizika než fondy peněžního trhu.

Akciové fondy investují hlavně do akcií, ale v jejich portfoliu se mohou nacházet i instrumenty peněžního trhu a hotovost. Nástroje peněžního trhu a hotovost jsou velmi likvidní aktiva, která jsou využívána k vyplacení podílů investorů v případě jejich odkupu. Akciové fondy jsou výrazně rizikovější, neboť akcie jsou velmi volatilní cenné papíry. Důležité je i to, do jakých akcií fond investuje. Do akciových fondů je investováno v delším časovém horizontu (Jílek, 2009).

Balancované (smíšené) fondy jsou fondy, v jejichž portfoliu je zastoupeno více druhů cenných papírů. V portfoliu jsou obsaženy především akcie, dluhopisy, případně nástroje peněžního trhu. Výnosnost těchto fondů je dlouhodobě nižší než výnosnost akciových fondů, ale zároveň vyšší než výnosnost fondů dluhopisových.

Fondy fondů, které jsou někdy označovány zastřešovací fondy, nakupují do portfolia za peněžní prostředky investorů podílové listy jiných podílových fondů.

Nemovitostní fondy umožňují investorům nepřímo investovat do nemovitostí. Nejde o výnosné fondy, jejich výnosnost může být nižší než index nemovitostního trhu. Nemovitostní fondy jsou obvykle zatíženy vysokými provozními náklady (Jílek, 2009).

Komoditní fondy jsou specializované na investice do komodit, kterými jsou různé suroviny či výrobní polotovary. Jedná se například o drahé kovy, ropu, zemědělské komodity. Některé komoditní fondy neinvestují jen do komodit, ale také do komoditních indexů.

Derivátové fondy se zaměřují na investice do finančních derivátů. Jsou velmi rizikové a ztrátové.

Indexové fondy jsou fondy, jejichž manažeři nakupují do portfolia fondu cenné papíry, které jsou zahrnuty ve vybraném tržním indexu. Snaží se tím přesně kopírovat vybraný index

a dosahovat stejné výnosnosti jako index nebo vyšší. Výhodou indexových fondů jsou nízké náklady, neboť zde nejsou prováděny finanční transakce v tak vysoké míře jako u ostatních fondů (Madura, 2015).

Fondy podle investiční strategie

Fondy můžeme rozdělit do skupin podle investiční strategie, kterou používají. Nejčastěji používané jsou níže uvedené investiční strategie (Rejnuš, 2016).

Fondy růstové jsou fondy, které usilují hlavně o zhodnocení peněžních prostředků investorů, a proto jsou výnosy z investic reinvestovány.

Fondy vyvážené představují fondy, jejichž cílem není pouze zhodnocení svěřených prostředků, ale také výplata výnosů z investice investorům.

Fondy důchodové jsou fondy, které investorům pravidelně vyplácí výnosy z jejich investice.

Fondy s aktivní správou portfolia využívají strategie, jejíž smysl je v tom, že správce fondu neustále hledá nejvhodnější složení portfolia, přičemž portfolio v případě potřeby obměňuje. Tato investiční strategie je díky častému obměňování portfolia výrazně nákladnější.

Fondy s pasivní správou portfolia pracují se strategií, která nevyžaduje změnu složení portfolia. Do portfolia od jeho vytvoření není zasahováno, díky tomu jsou minimalizovány transakční náklady.

Speciální typy fondů

Existují typy fondů, které je obtížné zařadit do kategorií, neboť mají svá specifika. Jedná se o fondy, které nejsou často využívány nebo jsou dostupné jen pro určité investory.

Fondy životního cyklu jsou vhodné pro investování v delším časovém horizontu, který dosahuje několika desítek let. Jedná se o aktivně řízené fondy, jejichž portfolio je obměňováno a složení portfolia je přizpůsobeno době, která zbývá do okamžiku konečného vypořádání fondu. Na začátku investičního horizontu jsou preferovány volatilnější investiční nástroje, postupně s blížícím se koncem investičního horizontu jsou rizikovější nástroje nahrazovány konzervativnějšími instrumenty (Fabozzi, Modigliani, Jones, 2014).

Sektorové fondy jsou akciové fondy, jenž do portfolia vybírají akcie firem z vybrané oblasti ekonomiky nebo průmyslu. Jde o fondy, které investují například do akcií společností, které působí v chemickém průmyslu, v oblasti informačních technologií, apod (Bodie, Kane, Marcus, 2011).

Hedgeové fondy jsou speciální typ fondů, který nepodléhá tak přísné regulaci jako např. podílové fondy, neboť jde o fondy soukromého typu. Do hedgeových fondů investují movití nebo institucionální investoři. Investoři hedgeových fondů jsou zatíženi vysokými poplatky, zejména těmi výstupními, což zajišťuje, že investoři fond předčasně neopouští a manažeři fondu tak mohou investovat do různých instrumentů (Bodie, Kane, Marcus, 2011).

Exchange traded funds (ETF) neboli burzovně obchodovatelné fondy jsou určené jak pro drobné, tak pro institucionální investory, přičemž jejich majetek je tvořen z různých aktiv. Přestože jsou ETF považovány za fondy otevřeného typu, cenné papíry, které vydávají, jsou burzovně obchodovatelné. Na fungování ETF se podílí velké finanční instituce, proto jsou jimi vydané cenné papíry nabízeny investorům až po založení ETF (Rejnuš, 2016).

2.1.4 Výhody a nevýhody kolektivního investování

Každý způsob investice peněžních prostředků má svá pozitiva, ale i negativa. Jde o rysy, které jsou pro daný způsob investice typické a které jsou investory pečlivě zvažovány. Mezi výhody kolektivního investování lze zařadit (Veselá, 2011):

- *Diverzifikaci rizika.* Diverzifikace rizika spočívá ve vytvoření takového portfolia, ve kterém je obsaženo větší množství rozdílných aktiv, jejichž výnosy se vzájemně neovlivňují. Tímto způsobem by mělo dojít k omezení a rozložení rizika celého portfolia. Investoři fondů se mohou díky diverzifikaci portfolia ochránit před negativními vlivy, které by mohly způsobit ztrátu.
- *Snížení transakčních nákladů.* Fondy obvykle obchodují s cennými papíry ve velkých objemech a tím mohou značně snížit transakční náklady.
- *Jednodušší přístup k investičním nástrojům a na finanční trhy.* Investování prostřednictvím fondů umožňuje drobným investorům investovat do cenných papírů, do kterých by jako jednotlivci investovat nemohli. Nejde ale jen o investice do různých instrumentů, ale také o trhy, na kterých jsou cenné papíry obchodovány a kam by samostatně investující drobný investor neměl přístup.
- *Správa majetku profesionály.* Manažeři fondů jsou lidé s vysokou kvalifikací, kteří mají značné profesní zkušenosti a velmi dobře se orientují na finančních trzích.

Kvalifikovaní portfolio manažeři jsou schopni zajistit, aby fond dosahoval vyšší výkonnosti.

- *Vyšší likvidita cenných papírů fondu.* Velkou výhodou kolektivního investování, hovoříme-li o otevřených fondech, je právo investorů prodat cenné papíry vydané fondem zpět emitentovi. Fond si může v tomto případě účtovat přírážku za odkup, nicméně investorovi je likvidita díky povinnosti fondu cenný papír odkoupit zaručena.
- *Daňové výhody plynoucí investorům.* V případě splnění podmínek uvedených v zákoně o daních z příjmu, investoři nemusí platit daň.
- *Snadné a pohodlné investování.* Kolektivní investování přináší investorům možnost investovat peněžní prostředky pohodlně, bez větších starostí. Manažeři rozhodují o skladbě portfolia, o jeho obměně a díky svým znalostem zhodnocují finanční prostředky investorů, kteří sami pokročilé znalosti ze světa financí a investování většinou nemají.

Investování finančních prostředků formou kolektivního investování není spojeno pouze s výhodami, ale také s nevýhodami. Jako nevýhody je možné uvést následující (Veselá, 2011):

- *Konflikt zájmů mezi investory a správci portfolia.* Podílníci fondů se nemohou podílet na řízení fondu a nemohou tak zasahovat do tvorby portfolia fondu. Střet zájmů obou stran může být způsoben tím, že investor a správce portfolia sledují rozdílné cíle. Nemožnost ovlivňovat řízení fondu může poškodit zájmy podílníka.
- *Poplatky.* Investoři musí fondu platit různé druhy poplatků. Obvykle se jedná o poplatky spojené se správou prostředků, s nákupem nebo odkupem podílových listů.
- *Podprůměrná výkonnost fondu.* Výkonnost fondu, která se pohybuje pod jejím průměrem případně pod úrovní benchmarku, může přimět investora ke změně fondu.
- *Omezení investiční volnosti.* Podílníci fondu nemohou ovlivnit, které tituly budou vybrány a zařazeny do portfolia fondu. Mohou si pouze vybrat fond podle druhu cenných papírů, které jsou součástí portfolia fondu.
- *Riziko ztráty investice díky výkyvům finančního trhu.* Investování na finančních trzích je doprovázeno určitou mírou rizika, které je vystaven každý, kdo se rozhodne investovat. Ať už se jedná Stejně tak je tomu u investorů fondů.
- *Riziko podvodů a ztráty, které jsou zapříčiněny nelegálním a podvodným jednáním.* Navzdory důsledné kontrole ze strany regulačních orgánů a zákonům, které vymezují pravidla, může dojít k nezákonným a podvodným praktikám.

- *Neexistence státních systémů pojištění.* Ve srovnání s ostatními produkty, které umožňují zhodnocení finančních prostředků (například bankovní produkty), nejsou peněžní prostředky investované formou kolektivního investování ze zákona pojištěny.

2.2 Kolektivní investování v České republice

Kolektivní investování v České republice se v mnoha směrech odlišuje od kolektivního investování v jiných zemích. Liší se nejen investičním prostředím, svou historií na tuzemském finančním trhu, ale také legislativou.

2.2.1 Finanční trh v České republice

Finanční trh v České republice se začal formovat až v 90. letech minulého století po pádu komunistického režimu. Vzhledem k tomu, že Česká republika předtím patřila mezi země východního bloku ovládané Sovětským svazem, politickým představitelům chyběly potřebné zkušenosti, což se projevilo později spolu s problémy finančního trhu v oblasti kolektivního investování. Zkušenosti a finanční vzdělání chyběly také veřejnosti, která se s postupně vznikajícími subjekty na českém finančním trhu v minulosti nesetkala.

První investiční společnosti na finančním trhu byly dceřiné společnosti bank, mezi které patřily První investiční (Investiční banka), Investiční kapitálová společnost Komerční banky (Komerční banka), OB Invest (Československá obchodní banka) a Spořitelní investiční společnost (Česká spořitelna). Jednalo se o nejvýznamnější instituce kolektivního investování. Mnoho fondů kolektivního investování vzniklo během kupónové privatizace. Investiční privatizační fondy měly oprávnění shromažďovat investiční body držitelů investičních kupónů a investovat je do akciových společností nabízených státem. Během první vlny kupónové privatizace byly investiční privatizační fondy velmi úspěšné a přilákaly mnoho investorů (Musílek, 2011).

Po skončení první privatizační vlny se objevily první známky selhání trhu. Investiční privatizační fondy se začaly chovat neregulérně a přestaly plnit své povinnosti vůči investorům. V druhé vlně kupónové privatizace byl zájem o investiční privatizační fondy menší. Ve třetí vlně kupónové privatizace došlo k přeskupování portfolií a jejich prodeji strategickým investorům. Během kupónové privatizace se podvodníkům podařilo vytunelovat velké množství svěřených peněžních prostředků a to zejména díky nedostatečné regulaci trhu ze strany státu a chybějící legislativě na ochranu investorů.

2.2.2 Tunelování fondů na českém finančním trhu

Ačkoli stát postupně zaváděl přísnější regulační opatření, nebyl schopen finanční podvody zastavit. Z počátku neregulovaný finanční trh umožnil podvodníkům přesvědčit investory k investicím do fondů a později zpronevěřit jejich finanční prostředky. V České republice vzniklo mnoho fondů, jejichž manažeři připravili investory o nemalou sumu peněžních prostředků. Během 90. let byli investoři okradeni o majetek ve výši přibližně 50 mld. Kč. Mezi významné kauzy jsou řazeny např. fond TREND nebo CS fondy. Největším podvodem a veřejně známou kauzou jsou Harwardské fondy Viktora Koženého (Jílek, 2009).

Harwardské fondy

Nejznámějším finančním podvodem se staly Harwardské fondy Viktora Koženého. Viktoru Koženému se podařilo přesvědčit mnoho investorů, kteří se své prostředky svěřili do fondů velmi schopného podvodníka. Po určité době, kdy investoři vložili své prostředky do Harwardských fondů, byla změněna právní forma fondů a z fondů se stala holdingová společnost, neboť na holdingové společnosti se regulace fondů nevztahovala. Peněžní prostředky investorů byly z holdingové společnosti převedeny do jiné společnosti, kterou Kožený ovládal. Kožený připravil investory Harwardských fondů o 11 mld. Kč, které investoři nezískali zpět (Jílek, 2009).

Finanční podvody v 90. letech byly úspěšné hlavně díky neregulovanému finančnímu trhu. Postupem času vznikaly zákony, které zpříšňovaly podmínky pro kolektivní investování. Z velkého počtu investičních společností z počátků devadesátých let se na trhu udrželo jen jejich malé množství investičních společností. Tunelování fondů na českém finančním trhu se negativně podepsalo na důvěře investorů ve fondy kolektivního investování. Většina podvedených investorů zpronevěřené prostředky doposud nezískala zpět. V dnešní době je trh přísně regulován a dohled nad finančním trhem vykonává Česká národní banka.

2.2.3 Legislativní vymezení kolektivního investování

České investiční prostředí podléhá legislativě České republiky. Náležitosti kolektivního investování jsou vymezeny v Zákoně o investičních společnostech a investičních fondech (dále jen ZISIF). Níže uvedené pojmy charakterizují subjekty kolektivního investování a jimi vydané cenné papíry.

Investiční společnost

Jak je uvedeno v ZISIF, investiční společností je právnická osoba se sídlem v České republice, která je na základě povolení uděleného Českou národní bankou oprávněna obhospodařovat investiční fond nebo zahraniční investiční fond, popřípadě provádět administraci investičního fondu nebo zahraničního investičního fondu nebo vykonávat činnosti uvedené v § 11 odst. 1 písm. c) až f).

Investiční fond s právní osobností

Podle ZISIF, samosprávným investičním fondem je investiční fond s právní osobností, který je na základě povolení k činnosti samosprávného investičního fondu uděleného Českou národní bankou oprávněn se obhospodařovat, popřípadě provádět svou administraci. Samosprávným investičním fondem není investiční fond s právní osobností, který má individuální statutární orgán, jímž je právnická osoba oprávněná obhospodařovat tento investiční fond.

Fond kolektivního investování

Fondem kolektivního investování je právnická osoba se sídlem v České republice, která je oprávněna shromažďovat peněžní prostředky od veřejnosti vydáváním akcií a provádět společné investování shromážděných peněžních prostředků na základě určené investiční strategie na principu rozložení rizika ve prospěch vlastníků těchto akcií, a dále spravovat tento majetek, a podílový fond, jehož účelem je shromažďování peněžních prostředků od veřejnosti vydáváním podílových listů a společné investování shromážděných peněžních prostředků na základě určené investiční strategie na principu rozložení rizika ve prospěch vlastníků těchto podílových listů a další správa tohoto majetku, jak je napsáno v ZISIF.

Podílový list

Podílový list je cenný papír nebo zaknihovaný cenný papír, který představuje podíl podílníka na podílovém fondu a se kterým jsou spojena práva podílníka plynoucí z tohoto zákona nebo ze statutu podílového fondu, jak je uvedeno v ZISIF.

Otevřený podílový fond

Podle ZISIF, s podílovým listem vydaným otevřeným podílovým fondem je spojeno právo podílníka na jeho odkoupení na účet tohoto fondu. Počet podílových listů, které otevřený podílový fond vydá, není omezen.

Uzavřený podílový fond

S podílovým listem vydaným uzavřeným podílovým fondem není spojeno právo podílníka na jeho odkoupení na účet fondu, jak je napsáno v ZISIF.

Zdanění

Ze zákona o daních z příjmů vyplývá, že příjem plynoucí fyzickým osobám z podílu na zisku z účasti v podílovém fondu, pokud je podíl ve fondu představován cenným papírem, je zdaněn zvláštní sazbou daně ve výši 15 %.

2.3 Vývoj kolektivního investování a současný stav

Kolektivní investování nemá v České republice tak dlouhou tradici jako v jiných zemích, ale za dobu své existence se rozvinulo a dostalo se do širšího povědomí investorů. V této podkapitole je mapován vývoj kolektivního investování a jeho aktuální situace. Na konci podkapitoly je kolektivní investování srovnáno s ostatními produkty na finančním trhu.

2.3.1 Kolektivní investování na českém trhu

Za dobu existence kolektivního investování na českém finančním trhu je možné pozorovat významné pozitivní změny, které vypovídají o rozvoji kolektivního investování. Pozitivní změny jsou patrné z tabulky 1.1, která zachycuje počet fondů v letech 2009 až 2016. Zde je vidět, že kolektivní investování získávalo na oblibě a poptávka investorů se zvyšovala, neboť množství jednotlivých typů fondů v čase narůstalo. Z investičních fondů převládají zejména podílové fondy, ze kterých nejpočetnější skupinou jsou fondy kolektivního investování. V roce 2016 existovalo v České republice 309 investičních fondů, přičemž 201 z nich představovaly podílové fondy. Investiční fondy jsou spravovány různými investičními společnostmi. Česká národní banka eviduje všechny investiční společnosti, které působí na finančním trhu v České republice. Seznam investičních společností je uveden v příloze č. 1.

Tabulka 1.1. Počet fondů v letech 2009 – 2016

Rok	Investiční fondy	Investiční fondy s právní osobností	Podílové fondy	Fondy kolektivního investování	Fondy kvalifikovaných investorů
2016	309	108	201	141	60
2015	287	92	195	140	55
2014	274	83	191	138	53
2013	264	88	176	120	56
2012	242	77	165	117	48
2011	215	58	157	117	40
2010	197	47	150	117	33
2009	166	25	141	111	30

Zdroj: ČNB, úpravy autora.

Na základě ZISIF lze fondy kolektivního investování dělit na dva typy fondů. První typ jsou tzv. standardní fondy, které splňují požadavky směrnice Evropského parlamentu a Rady upravující předpisy kolektivního investování a jsou v seznamu vedeném Českou národní bankou. Druhý typ představují speciální fondy, které nesplňují výše uvedené požadavky a nejsou zapsány v seznamu, který vede Česká národní banka. Vývoj standardních a speciálních fondů kolektivního investování je zobrazen v příloze č. 2.

Tabulka 1.2 Počet fondů kolektivního investování v letech 2009 až 2016

Rok	Fondy kolektivního investování celkem	Fondy kolektivního investování			
		Otevřené	Uzavřené	Standardní	Speciální
2016	141	141	0	54	87
2015	140	140	0	53	87
2014	138	138	0	50	88
2013	120	120	0	41	79
2012	117	117	0	40	77
2011	117	117	0	37	80
2010	117	117	0	37	80
2009	111	111	0	36	75

Zdroj: ČNB, úpravy autora.

Obdobný vývoj jako v tabulce 1.1 nastal u jednotlivých fondů kolektivního investování z tabulky 1.2, jejichž počet má rostoucí trend. V tabulce 1.2 jsou zachyceny nejen standardní a speciální fond, ale také otevřené a uzavřené podílové fondy. Uzavřené fondy kolektivního

investování se v letech 2009 až 2016 na českém trhu nevyskytovaly. Mezi fondy kolektivního investování převládají především speciální fondy.

Nezvyšoval se jen počet subjektů na finančním trhu, ke změnám došlo také v objemu spravovaného majetku v jednotlivých společnostech. Tyto změny ilustruje tabulka 1.3, ve které jsou zobrazeny investiční společnosti a výše spravovaného majetku v jednotlivých letech.

Tabulka 1.3 Objem spravovaného majetku ve finančních skupinách AKAT

Investiční společnost	Stav k 31.12. (v mld. Kč)				Meziroční změna	
	2013	2014	2015	2016	absolutní	v %
Generali Investments CEE, investiční společnost	230,5	241,5	248,5	289,2	40,7	16,4
Česká spořitelna	176,7	212,3	216,3	224,5	8,2	3,8
ČSOB Asset Management	162,5	185,7	199,8	208,3	8,6	4,3
Investiční kapitálová společnost KB	117,5	138,6	140,2	147,2	7	5
NN Investment Partners C.R.	109,1	115	96,6	115,1	18,5	19,2
AXA Investiční společnost	57,8	58	61,4	69,5	8,1	13,2
Conseq Investment Management	27,3	37,1	41,7	46,1	4,3	10,4
Raiffeisenbank	17,3	20,1	24,8	29,7	5	20,1
AMISTA Investiční společnost	21,4	21,4	13,6	29,1	15,4	113,2
J&T Investiční společnost	10,9	12,6	17,8	24,9	7,1	39,8
Ostatní členové AKAT	64,7	90,8	99	104,8	5,8	5,9
Celkem	995,7	1 133,20	1 159,70	1 288,40	128,6	11,1

Zdroj: MF ČR, Zpráva o vývoji finančního trhu v roce 2016.

Z tabulky 1.3 je zřejmé, že objem majetku spravovaného investičními společnostmi každoročně rostl. V roce 2016 dosáhl celkový meziroční nárůst spravovaného majetku 11,1 %. Ke zvýšení majetku došlo u všech sledovaných správců. Nejvyšší meziroční nárůst spravovaného majetku se projevil u společnosti AMISTA, který činil 113,2 %. Naopak nejnižší meziroční nárůst ve výši 3,8 % vykazovala Česká spořitelna. Největší objem majetku byl spravován společností Generali Investments.

Alokace peněžních prostředků investorů do jednotlivých druhů fondů je uvedena v tabulce 1.4. V této tabulce jsou zachyceny údaje za rok 2016 a 2017, které vypovídají o aktuálním množství investovaných prostředků podle typu fondu. Tabulka 1.4 obsahuje také meziroční změnu za období 31.3. 2016 – 31.3. 2017.

Tabulka 1.4 Objem peněžních prostředků podle typu fondu

Typ fondu	Celkem k 31.3. 2017	Celkem k 31.12. 2016	Meziroční změna 31.3. 2017 - 31.3. 2016	
			absolutní	v %
Fondy peněžního trhu	2 962 528 839	3 230 791 091	-268 262 253	-8,3
Strukturované fondy	27 432 750 869	27 534 463 373	-101 712 503	-0,37
Akciové fondy	87 713 960 396	81 279 756 777	6 434 203 619	7,92
Dluhopisové fondy	122 029 767 054	123 878 798 455	-1 849 031 401	-1,49
Fondy smíšené	163 715 926 256	155 839 794 217	7 876 132 039	5,05
Fondy fondů	21 874 188 119	20 226 598 009	1 647 590 110	8,15
Fondy nemovitostní	19 370 654 443	18 126 995 705	1 243 658 738	6,86
Celkem fondy (celý trh)	445 099 775 975	430 117 197 627	14 982 578 349	3,48

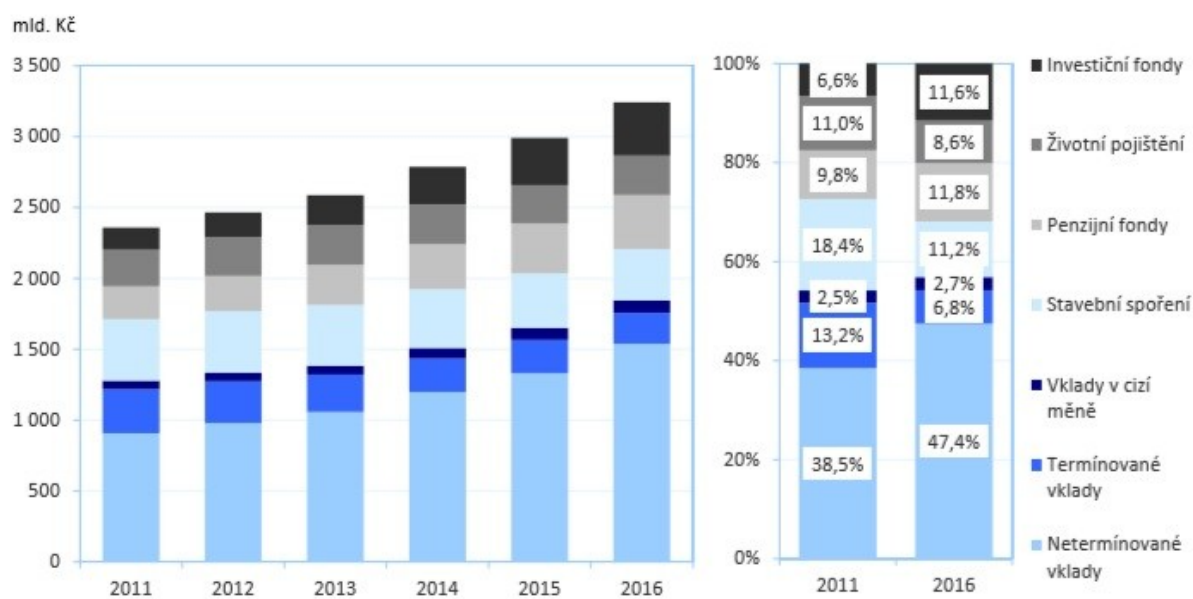
Zdroj: AKAT

Největší meziroční pokles nastal u fondů peněžního trhu, u kterých dosáhl 8,3 %. Investice meziročně klesly dále u dluhopisových fondů a u strukturovaných fondů. Meziročně vzrostly investice do akciových fondů, nemovitostních fondů a smíšených fondů. Největší meziroční nárůst ve výši 8,15 % zaznamenaly fondy fondů.

2.3.2 Srovnání investičních fondů s ostatními produkty na finančním trhu

Investiční fondy jsou jedním z mnoha produktů, do kterých je možné na finančním trhu vložit volné peněžní prostředky. Jak již bylo zmíněno, kolektivní investování získalo na oblíbenosti a o produkty kolektivního investování je čím dál větší zájem. V grafu 1.1 lze pozorovat úspory domácností, které domácnosti investovaly na finančním trhu. Z grafu je zřejmé, že největší množství úspor domácností je alokováno do netermínovaných vkladů. Podíl netermínovaných vkladů na celkovém množství alokovaných úspor v roce 2016 představoval 47,4 %. V České republice jsou netermínované vklady vyhledávaným produktem. Z celkového množství úspor bylo v roce 2016 investováno do investičních fondů 11,6 %. Oproti roku 2011 jde o významný nárůst. Dalšími produkty s podílem přesahujícím 11% na celkovém množství úspor jsou penzijní fondy a stavební spoření. U stavebního spoření můžeme vidět výrazný pokles alokovaných prostředků v letech 2011 až 2016. Nejmenší zájem investorů vykazují vklady v cizí měně a termínované vklady, jejichž podíl na celkovém množství investovaných prostředků je nejnižší ze všech sledovaných produktů.

Graf 1.1 Struktura investovaných peněžních prostředků



Zdroj: MF ČR, Zpráva o finančním trhu 2016

Obecně lze říci, že Češi se více zajímají o své finance, protože množství investovaných prostředků se v čase zvyšuje a mění se i jejich struktura. Jedná se ale o stále konzervativní investory, neboť většina peněžních prostředků je vložena do méně rizikových produktů s nižším výnosem. Důvodem vyšších preferencí netermínovaných vkladů může být to, že v době komunistického režimu byla dostupná jiná nabídka finančních produktů. Produkty jako investiční fondy a jiné typy fondů neexistovaly a investoři si na nové investiční produkty zvykají pomaleji. Dalším důvodem mohou být finanční podvody v 90. letech minulého století. I přes výše uvedené skutečnosti lze říci, že fondy jsou stále populárnější a objem peněžních prostředků investovaných do investičních fondů narůstá. Je velmi pravděpodobné, že tento vývoj bude v budoucnu pokračovat.

2.4 Faktory ovlivňující výkonnost podílových fondů v různých zemích světa

Cílem diplomové práce je zhodnotit vliv vybraných faktorů na výnosnost podílových fondů v ČR. Praktická část diplomové práce vychází ze studie *The Determinants of Mutual Fund Performance: A Cross – Country Study*, jejímiž autory jsou Miguel A. Ferreira, António F. Miguel a Sofia B. Ramos (2007). V této studii jsou zkoumány aktivně řízené, otevřené

akciové fondy. Vybrané akciové fondy působí v devatenácti zemích světa a ve finanční studii jsou analyzovány za období mezi roky 1999 až 2005.

Autoři se ve studii zabývají vztahem mezi výkonností podílových fondů, charakteristikami fondů a charakteristikami jednotlivých zemí. Jako atributy fondů jsou ve studii používány doba fungování fondu, velikost fondu (ta je dána velikostí celkových čistých aktiv fondu), poplatky, doba působení manažera v oboru a struktura managementu. Struktura managementu představuje dummy proměnnou. Zde hraje roli, je-li fond veden jednotlivcem nebo týmem manažerů. Z charakteristik jednotlivých zemí jsou vybrány charakteristiky jako ekonomický rozvoj, který je dán hrubým domácím produktem na obyvatele a finanční rozvoj, který obsahuje tři proměnné. Dalšími charakteristikami jsou ochrana investora, která zahrnuje dvě proměnné a poslední je dostupnost zdrojů, která v sobě také zahrnuje dvě proměnné. Proměnné zahrnuté v jednotlivých charakteristikách, mezi nimiž jsou kvantitativní i dummy proměnné, zajišťují měřitelnost charakteristik. Použité proměnné jsou čerpány z nejrůznějších databází. Pro výpočty jsou využity regresní modely.

V závěru studie jsou uvedeny výsledky, ke kterým autoři dospěli. Bylo zjištěno, že větší fondy dosahují vyšší výkonnosti než menší fondy. Podobně je tomu u fondů, které fungují kratší dobu (zejména u fondů, které investují do zahraničních instrumentů), neboť jejich manažeři dosahují vyšší výkonnosti, než jakou vykazují déle fungující fondy. Vyšší výkonnost mají fondy s vyššími poplatky a fondy, které jsou řízeny jednotlivci a zkušenými manažery pohybující se v oboru delší dobu. Na základě charakteristik jednotlivých zemí byly stanoveny následující závěry. Fondy ve vyspělých zemích a fondy působící v zemích se stabilním právním systémem dosahují vyšší výkonnosti. Fondy v zemích s vysokou dostupností informací, které investují do zahraničí, vykazují vyšší výkonnost.

Pro analýzy v této diplomové práci, jejímž cílem je zhodnotit vliv vybraných faktorů na výnosnost podílových fondů v ČR, je z výše uvedených proměnných použita pouze doba fungování fondu, protože mnoho výše uvedených atributů není volně dostupných. Místo nedostupných proměnných jsou použity proměnné z veřejných databází. Stejně jako v uvedené studii je v diplomové práci aplikován regresní model, který je spolu s dalšími metodami popsán ve třetí kapitole této práce.

3 Popis vybraných ekonometrických přístupů

Pro zjištění vlivu určitých faktorů na výnosnost fondů je třeba použít odpovídající ekonometrické metody. Před použitím takových metod je nutné znát jejich teoretické vymezení. Tato kapitola obsahuje vybrané metody, které jsou popsány nejen teoreticky, ale i matematicky pomocí vzorců.

3.1 Data

Metodologické přístupy jsou aplikovány na příslušná statistická data. Typu dat odpovídají i metody, kterými jsou data zpracovávána. Před použitím ekonometrických metod je nezbytné data upravit do požadované podoby.

3.1.1 Časová data

Časová data jsou data, která tvoří časovou řadu. Jedná se o hodnoty určité veličiny (pozorování) jdoucí za sebou v určitém časovém období s určitou frekvencí. Frekvence představuje velikost intervalu, který odděluje jednotlivá pozorování nebo pravidelnost, s jakou lze hodnoty zaznamenat. Většina finančních dat je pozorována nepravidelně. Časová data jsou značena časovým indexem t (např. označení ceny v čase P_t) a délku časové řady značíme symbolem T , např. označení ceny za celé období P_T (Cipra, 2013).

Obecně se vyžaduje, aby v modelu byla použita všechna data se stejnou frekvencí pozorování. Rozlišujeme data kvantitativní vyjadřující číselnou hodnotu, např. úrokové sazby, ceny, apod.). Druhým typem jsou data kvalitativní, která nelze numericky vyjádřit. Jako příklad je možné uvést rating nebo den v týdnu (Brooks, 2014).

3.1.2 Míry zisku

Míry zisku nebo také míry výnosnosti (*rates of return ROR nebo jen returns*) představují relativní finanční výnosy. *Přesněji se jedná o rozdíl mezi cenou (v peněžních jednotkách) na konci a na počátku uvažovaného období, který je relativně vztažen k ceně na počátku uvažovaného období (relativní cenová změna je v praxi preferována před absolutní, neboť zohledňuje danou cenovou úroveň)*, jak uvádí Cipra (2013, s. 27). Míra zisku je dána vztahem

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1, \quad (3.1)$$

kde R_t je míra zisku v čase t , P_t je cena daného aktiva v čase t a P_{t-1} vyjadřuje cenu daného aktiva v čase $t-1$.

3.2 Analýza časových řad

Tato podkapitola je zaměřena na analýzu vstupních časových řad. Jsou zde popsány deskriptivní statistiky, stacionarita časových řad a jejich dekompozice.

3.2.1 Deskriptivní statistiky

Charakteristiky statistických souborů jsou definovány obdobně jako charakteristiky náhodné proměnné X , která je u statistických souborů uvažovaným argumentem. Z charakteristik polohy jsou uvedeny střední hodnota, medián, kvantily a z charakteristik variability jsou vysvětleny rozptyl, směrodatná odchylka, variační koeficient, maximální a minimální hodnota. Z momentových statistik jsou charakterizovány koeficient šikmosti a špičatosti. Pro jednotlivé proměnné v modelu jsou zjištěny deskriptivní statistiky. Popisné statistiky jsou podrobněji rozepsány níže.

Střední hodnota

Střední hodnotu lze vypočítat jako aritmetický průměr, což je součet naměřených hodnot dělený počtem měření. Střední hodnota je dána vztahem

$$\bar{x} = \frac{1}{T} \cdot \sum_{i=1}^n x_i, \quad (3.2)$$

kde \bar{x} je střední hodnota, x_i naměřená hodnota ze souboru a T je rozsah souboru.

Medián

Medián je hodnota argumentu X , která rozděluje statistický soubor na dvě části o stejném počtu prvků.

Kvantily

Kvantily jsou statistiky, které určují polohu jednotlivých hodnot v rámci proměnné. Výběrový kvantil je obecně chápán jako hodnota, která rozděluje výběrový soubor na dvě části. První část obsahuje hodnoty menší než daný kvantil, druhá obsahuje hodnoty, které jsou větší nebo rovny danému kvantilu. Nejpoužívanější kvantily jsou kvartily, které dělí soubor

na čtyři stejné části. Dále decily, které dělí soubor na deset stejných částí a percentily, které dělí soubor na sto stejných částí.

Rozptyl

Rozptyl představuje průměrnou druhou mocninu odchylky hodnoty statistického souboru od střední hodnoty. Rozptyl je vyjádřen vztahem

$$\sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{T - 1}, \quad (3.3)$$

kde σ^2 rozptyl.

Směrodatná odchylka

Směrodatná odchylka vyjadřuje druhou odmocninu z rozptylu. Směrodatná odchylka je charakterizována vzorcem

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2}, \quad (3.4)$$

kde σ je směrodatná odchylka.

Variační rozpětí

Variační rozpětí představuje rozdíl maximální a minimální hodnoty. Matematicky je variační rozpětí dáno vztahem

$$R = x_{\max} - x_{\min}, \quad (3.5)$$

kde R je variační rozpětí, x_{\max} je maximální hodnota argumentu X a x_{\min} je minimální hodnota argumentu X .

Šikmost

Šikmost vyjadřuje asymetrii rozložení hodnot proměnné kolem jejího průměru. Šikmost je dána vzorcem

$$skew = \frac{\frac{1}{T-1} \sum (x_i - \bar{x})^3}{(\sigma^2)^{3/2}}, \quad (3.6)$$

kde $skew$ je šikmost.

Špičatost

Špičatost vyjadřuje koncentraci hodnot proměnné kolem jejího průměru. Špičatost je vyjádřena vztahem

$$kurt = \frac{\frac{1}{T-1} \sum (x_i - \bar{x})^4}{(\sigma^2)^2}, \quad (3.7)$$

kde $kurt$ je špičatost.

3.2.2 Stacionarita

Časová řada je stacionární, jsou-li splněny následující podmínky:

- Střední hodnota je konstantní v čase

$$E(Y_t) = \mu; \quad (3.8)$$

- Variabilita je konstantní v čase

$$\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2; \quad (3.9)$$

- Kovariance ve dvou různých časových obdobích jsou závislé pouze na vzdálenosti v čase

$$\gamma_t = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (3.10)$$

3.2.3 Dekompozice časových řad

Dekompozice časové řady představuje rozklad na jednotlivé složky. Mezi tyto složky patří trend, sezonní složka, cyklická složka a reziduální složka. Dekompozice je prováděna za účelem rozpoznat pravidelné chování časové řady. První tři složky jsou považovány za deterministické funkce času, zatímco reziduální složka je považována za náhodný proces.

Trendová složka (T_t) odráží dlouhodobé změny v průměrné úrovni časové řady. Vzniká působením sil, které systematicky působí ve stejném směru. Trendová složka má relativní charakter.

Sezonní složka (S_z) vyjadřuje periodické změny v časové řadě, které probíhají během jednoho roku a každý rok se opakují. Sezonní změny jsou způsobeny střídáním ročních dob a zvyků, které jsou s nimi spojeny. Každý rok může být její charakter jiný.

Cyklická složka (C) je někdy označována jako fluktuace kolem trendu. Délka jednotlivých cyklů je většinou proměnlivá stejně jako intenzita fází jednotlivých cyklů. Cyklická složka může být důsledkem vnějších vlivů.

Reziduální složka (E), označována také jako náhodná, je tvořena náhodnými pohyby v průběhu časové řady, které nemají systematický charakter. Reziduální složka zahrnuje i chyby měření dat a chyby analytika.

Dekompozice časových řad lze rozdělit na dva typy – na aditivní a na multiplikativní dekompozici. Aditivní dekompozice má tvar

$$y_t = T_r + C_t + S_z + E_t. \quad (3.11)$$

Výsledná časová řada rozložená aditivně je součtem jednotlivých komponent. Druhý typ je multiplikativní dekompozice. Multiplikativní dekompozice je dána vztahem

$$y_t = T_r \cdot C_t \cdot S_z \cdot E_t. \quad (3.12)$$

V případě multiplikativní dekompozice je časová řada součinem jednotlivých komponent (Cipra, 2013).

V dalších krocích ekonometrického modelování je nutné pracovat se sezonně očištěnými časovými řadami. Očištěním každé časové řady vznikají čtyři nové proměnné: STC (trendová a cyklická složka), SAF (sezonní složka), ERR (odhad náhodné chyby) a SAS (očištěná časová řada od sezonnosti).

3.3 Lineární regresní model

Regresní analýza představuje nástroj, který umožňuje popsat vztahy mezi jednotlivými proměnnými. Pomocí regresní analýzy je možné vysvětlit změny hodnot jedné proměnné změnami hodnoty jiné proměnné nebo hodnot jiných proměnných. Regresní analýza slouží i k predikci vysvětlované (závislé) proměnné pomocí vysvětlujících (nezávislých) proměnných (Field, 2009).

3.3.1 Vícerozměrný lineární regresní model

Vícerozměrný lineární model je model, ve kterém je zkoumána závislost vysvětlované proměnné na vysvětlujících proměnných. Vícerozměrný lineární regresní model se od jednoduchého lineárního regresního modelu liší počtem nezávislých proměnných, které ovlivňují závislou proměnnou.

Vícerozměrný lineární model je určen vztahem

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T \quad (3.13)$$

kde y_t představuje závislou proměnnou v čase t , x_{2t} , x_{3t} , ..., x_{kt} jsou nezávislé proměnné, β_1 , β_2 , ..., β_k vyjadřují regresní parametry a ε_t je náhodná složka (Brooks, 2014).

V matematickém zápisu (3.13) není uvedena proměnná x_1 neboť její hodnota je stále rovna jedné a do matematického vztahu není zapisována (Cipra, 2013). Dohromady s parametrem β_1 vytváří tzv. *absolutní člen (intercept)*. Regresní parametry lze interpretovat následovně: jestliže se hodnota vysvětlující proměnné zvýší o jednotku, pak lze očekávat, že pokud vše ostatní zůstane nezměněné, změní se hodnota vysvětlované proměnné o hodnotu regresního parametru.

Reziduální složka (reziduum) obsahuje:

- Souhrn vlivů, které nejsou v modelu z nejrůznějších důvodů uvedeny,
- chyby v měření ekonomických a finančních veličin,
- nesprávnou volbu regresního vztahu,
- jevy s dopadem na ekonomiku a finance, které pro jejich náhodnou povahu nelze explicitně zahrnout do modelu.

Výše uvedený model dle vztahu (3.3.1) je stochastický model, který vzniká zavedením reziduální složky do deterministického modelu. Deterministický model má stejný tvar jako model stochastický s tím rozdílem, že neobsahuje reziduální složku. Stochastický model je zároveň modelem ekonometrickým (Hančlová, 2012).

3.3.2 Metoda nejmenších čtverců

Metoda nejmenších čtverců je jedna z metod, které jsou používány k odhadu parametrů lineárního regresního modelu. Jedná se o nejčastěji používanou metodu. Metoda nejmenších

čtverců hledá odhady parametrů tak, že se vzhledem k těmto parametrům minimalizuje součet čtverců

$$S = \sum_{t=1}^T (y_t - (\beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \dots + \beta_k x_{tk}))^2 = \sum_{t=1}^T (y_t - x_t \beta)^2 = (y - X\beta)'(y - X\beta). \quad (3.14)$$

Optimalizační úloha, kdy minimalizujeme vztah (3.3.2) přes parametry β , má řešení

$$b = (X'X)^{-1} X'y. \quad (3.15)$$

Odhad b parametrů β (někdy označován jako $\hat{\beta}$) je nazýván jako odhad metodou nejmenších čtverců a označován zkratkou OLS odhad.

Je možné také určit OLS hodnoty a OLS rezidua. OLS hodnoty y jsou dány vztahem

$$\hat{y} = Xb. \quad (3.16)$$

OLS rezidua ε můžeme vyjádřit dle vzorce

$$\varepsilon = y - \hat{y} = y - Xb. \quad (3.17)$$

Pro data ve výběrovém souboru, na která je aplikován lineární regresní model, se pracuje s výběrovou regresní funkcí, která má tvar

$$\hat{y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_{t2} + \hat{\beta}_3 x_{t3} + \dots + \hat{\beta}_k x_{tk}. \quad t=1, \dots, T \quad (3.18)$$

Proměnné se stříškou představují odhady těchto proměnných.

3.3.3 Vlastnosti odhadu metodou nejmenších čtverců

Pro odvození vlastností OLS odhadu je nezbytné, aby pro daný model byly splněny určité předpoklady. Předpoklady, které charakterizují lineární regresní model, jsou následující:

- Střední hodnota reziduální složky je nulová

$$E(\varepsilon_t) = 0; \quad (3.19)$$

- Rozptyl reziduální složky je konstantní a konečný

$$\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 < \infty; \quad (3.20)$$

- Reziduální složky jsou navzájem nekorelované pro všechna $s \neq t$

$$\text{cov}(\varepsilon_s, \varepsilon_t) = 0, \quad \text{pro } s \neq t; \quad (3.21)$$

- Regresory jsou ve stejném čase nebo pro stejnou průřezovou jednotku nekorelované s reziduální složkou pro všechna i a t

$$\text{cov}(x_{it}, \varepsilon_t) = 0; \quad (3.22)$$

- Nenáhodná matice X má lineárně nezávislé sloupce

$$h(X) = k; \quad (3.23)$$

- Reziduální složky jsou normálně rozdělené pro všechna t

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (3.24)$$

Na základě statistické indukce je možné zkoumat vlastnosti regresních parametrů. Mezi tyto vlastnosti odhadu patří nestrannost, eficeience a konzistentnost.

Nestrannost odhadu

Odhad je nestranný, pokud je jeho střední hodnota rovna hodnotě odhadovaného parametru. V případě, že tento předpoklad neplatí, je odhad vychýlený. U nestranných odhadů dochází k odhadu skutečné hodnoty parametru a nedochází u nich k systematickému nadhodnocení nebo podhodnocení. Nestranný odhad parametru β je dán vztahem

$$E(b) = \beta, \quad (3.25)$$

kde $E(b)$ je nestranný odhad regresního parametru β .

Konzistence odhadu

Odhad je konzistentní, konverguje-li při rostoucím rozsahu výběru T ke skutečné hodnotě odhadovaného parametru. V praxi se konzistence projevuje asymptotickou nestranností (Cipra, 2013).

Eficiency odhadu

Odhad je eficientní vůči jinému odhadu stejného parametru, pokud nemá větší rozptyl. Eficiency obvykle souvisí s nestrannými odhady.

Odhadová funkce regresních parametrů v klasickém lineárním regresním modelu je nejlepší nestranný lineární odhad tzv. *BLUE odhad*, jsou-li současně splněny podmínky:

- odhad je lineární funkcí hodnot závislé proměnné,
- nestranným odhadem regresních parametrů,
- eficientním odhadem ze třídy všech lineárních nevychýlených odhadů regresních parametrů.

Jak tvrdí Hančlová (2012, s. 39), *BLUE odhad představuje lineární odhad, jehož pravděpodobnost rozdělení je minimálně rozptýlená kolem populačního parametru β .*

3.3.4 Koeficient determinace

Koeficient determinace slouží k posouzení adekvátnosti modelu. Vyjadřuje, zda má odhadovaný model dostatečnou vypovídací schopnost. Pomocí něj zjišťujeme, jestli je odhadovaný model v souladu s daty. Koeficient determinace poskytuje prvotní informaci o vypovídací schopnosti modelu, která je orientačního charakteru. Koeficient determinace je definován vztahem

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}, \quad (3.26)$$

kde R^2 je koeficient determinace, ESS je vysvětlený součet čtverců, TSS je úplný součet čtverců a RSS reziduální součet čtverců.

Koeficient determinace dosahuje hodnot v intervalu od 0 do 1. Hodnoty blíží se k nule nebo rovny nule vykazují nízkou vypovídací schopnost modelu. Naopak hodnoty blízko jedné nebo rovny jedné znamenají vysokou vypovídací schopnost modelu. V praxi často bývá koeficient determinace vysvětlován tak, že to, co se příslušný model snaží vysvětlit, je variabilita závislé proměnné kolem její průměrné hodnoty. Nachází-li se pozorované hodnoty kolem lineární přímky, která má konstantní trend, pak nelze variabilitu závislé proměnné vysvětlit. Jsou-li pozorované hodnoty rozptýleny kolem lineární přímky s rostoucím nebo klesajícím trendem, vypovídací schopnost modelu je vyšší a variabilitu je možné vysvětlit.

V případě, že všechny pozorované hodnoty leží na lineární přímce, variabilita je vysvětlena nejlépe.

3.3.5 Testování hypotéz

Testování hypotéz představuje proces, kdy se snažíme potvrdit nebo vyvrátit tvrzení na základě určitého očekávání. Jsou formulovány dvě hypotézy, jedna ve prospěch daného tvrzení a druhá, která tvrzení popírá.

První z dvojice hypotéz je *nulová hypotéza* označovaná H_0 . Její podstatou je tvrzení, které má být testováno. Druhá je *alternativní hypotéza* označovaná H_1 , která zahrnuje zbývající tvrzení zájmu. Hypotézy jsou zapisovány ve tvaru

$$H_0 : \beta = 0,5, \quad (3.27)$$

$$H_1 : \beta \neq 0,5, \quad (3.28)$$

kdy odhadnutý parametr je roven hypotetické hodnotě na hladině významnosti v nulové hypotéze. V alternativní hypotéze je tomu naopak. Pro ilustraci je jako odhadovaný parametr použit koeficient β , který je dle nulové hypotézy roven hypotetické hodnotě 0,5. Součástí zápisu nulové hypotézy je vždy znak rovnosti, naopak v alternativní hypotéze je v zápisu používán znak nerovnosti nebo znaky ostré nerovnosti. V případě znaku nerovnosti se jedná o oboustranný test, je-li součástí zápisu znak ostré nerovnosti, jde o jednostranný test (Brooks, 2014).

Testování hypotéz spočívá v porovnání odhadnutého parametru s jeho hypotetickou hodnotou z nulové hypotézy. Jestliže se odhadnutý parametr výrazně liší od hypotetické hodnoty, zamítáme nulovou hypotézu. Pokud se odhadnutý parametr liší od hypotetické hodnoty málo, pak nulovou hypotézu zamítnout nelze.

Statistický test lze provést jedním z následujících způsobů:

1. *Pomocí kritického oboru*: Kritický obor lze volbou kritické hodnoty nastavit tak, aby chyba prvního druhu, která spočívá v zamítnutí H_0 , přestože H_0 platí, mohla nastat s předem stanovenou pravděpodobností α , hladinou významnosti. Naopak, chyba druhého typu spočívá v nezamítnutí H_0 , přestože H_0 neplatí a měla by být zamítnuta. Doplněk pravděpodobnosti chyby druhého druhu do jedné představuje sílu testu. Nulovou hypotézu zamítáme, leží-li testová statistika v kritickém oboru.

2. Pomocí *intervalu spolehlivosti*. Pro odhadovaný parametr je zkonstruován interval spolehlivosti. Jde o číselný interval, ve kterém skutečná hodnota parametru leží s pravděpodobností, která je nazývána jako spolehlivost. Podle toho, jestli testovaná hodnota parametru neleží (leží) v tomto intervalu, je zamítnuta (nezamítnuta) nulová hypotéza. Hladina významnosti je doplňkem spolehlivosti do jedné.
3. Pomocí *p-hodnoty*. P-hodnota vyjadřuje maximální hladinu významnosti, při které by ještě nebyla zamítnuta nulová hypotéza. P-hodnota je označována jako „přijatelnost“ nulové hypotézy. Čím je p-hodnota menší, tím je nulová hypotéza méně přijatelná. Nulová hypotéza je zamítnuta, je-li p-hodnota menší nebo rovna hladině významnosti α .

Testování jednotlivých regresních parametrů

Testování jednotlivých parametrů modelu je provedeno pomocí tzv. *t-testu*. Tímto testem jsou regresní parametry testovány každý zvlášť a je zjišťována jejich statistická významnost. Jsou-li regresní parametry statisticky významné, přispívá vysvětlující proměnná k vysvětlení variability. Za předpokladu normálního rozdělení náhodné složky platí vztah

$$\frac{b_i - \beta_i}{s_{b_i}} \sim t(T - k), \quad i=1, \dots, k \quad (3.29)$$

kde β_i je neznámý parametr, s_{b_i} je OLS odhad směrodatné odchylky a $t(T-k)$ je Studentovo neboli t-rozdělení s $T-k$ stupni volnosti. T představuje počet pozorování a k je počet regresorů. T-testem se zjišťuje, zda je regresor statisticky významný a zda je součástí modelu. Hypotézy jsou ve tvaru

$$H_0 : \beta_i = 0, \quad (3.30)$$

$$H_1 : \beta_i \neq 0. \quad (3.31)$$

Nulová hypotéza vypovídá o nevýznamnosti regresního parametru, kdy vysvětlující proměnnou není vysvětlena změna variability závislé proměnné. Alternativní hypotéza vyjadřuje významnost regresního parametru, vysvětlující proměnná přispívá k vysvětlení variability závislé proměnné. Vztah 3.3.17 představuje tzv. testovou statistiku pro t-test, někdy označovanou jako t-poměr nebo jako t-statistiku. Hodnota testové statistiky významných regresorů by měla být ve výši 2 a více.

Souhrnné testování více regresních parametrů najednou

Souhrnné testování regresních parametrů je provedeno pomocí tzv. *F-testu*. Tento test slouží k testování statistické významnosti modelu jako celku resp. koeficientu determinace. V asymptoticky normálním modelu při platnosti nulové hypotézy je

$$\frac{T-k}{m} \cdot \frac{RRSS - URSS}{URSS} \sim F(m, T-k), \quad (3.32)$$

kde $RRSS$ je omezený reziduální součet čtverců, $URSS$ je neomezený reziduální součet čtverců a $F(m, T-k)$ je Fisherovo-Snedecorovo F-rozdělení s m a $T-k$ stupni volnosti.

Nulová hypotéza vyjadřuje, že všechny regresní parametry spojené s vysvětlující proměnnou jsou současně rovny nule (kromě úrovně konstanty). Variabilita závislé proměnné je v tomto případě vysvětlena stochastickou náhodnou složkou a model nemá smysl. Alternativní hypotéza představuje situaci, že v modelu je alespoň jedna vysvětlující proměnná, jejíž regresní koeficient je nenulový a statisticky významný. Hypotézy jsou dány vztahem

$$H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0, \quad (3.33)$$

$$H_1 : \beta_2 \neq 0 \vee \beta_3 \neq 0 \vee \dots \vee \beta_k \neq 0. \quad (3.34)$$

Testová statistika pro F-test je vyjádřena vztahem 3.3.20.

3.3.6 Testování normality reziduální složky

Mezi jeden z předpokladů pro lineární regresní model patří normální rozdělení náhodné složky, které je nutné během ekonometrického modelování otestovat. Předpoklad normality reziduální složky je využíván hlavně při specifikaci pravděpodobnostního rozdělení náhodné složky.

Normální rozdělení $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ je dáno prvními dvěma momenty – střední hodnotou μ a rozptylem σ^2 . Typické jsou pro něj i vlastnosti související s třetím a čtvrtým momentem (šikmostí a špičatostí). Normalitu náhodné složky je možné analyzovat graficky, a to pomocí histogramu rozdělení četností reziduí, který je porovnáván s Gaussovou teoretickou křivkou. Další možností grafické analýzy je využití P-P a Q-Q grafů. Normalita reziduální složky je testována nejen pomocí grafických nástrojů, ale také neparametrickými testy. Pro účely této práce je aplikován Kolmogorův-Smirnovův test.

Kolmogorův-Smirnovův test (K-S test)

K-S test je jedním z neparametrických testů normality a jeho základním kritériem jsou rozdíly mezi teoretickou a empirickou distribuční funkcí. Nulová hypotéza vyjadřuje, že distribuční funkce rozdělení náhodného výběru odpovídá teoretické distribuční funkci. Alternativní hypotéza představuje opak nulové hypotézy. Výběrová rezidua jsou odhadnuta metodou nejmenších čtverců a je vypočtena empirická distribuční funkce. Testová statistika je dána vztahem

$$z_{vyp} = \sqrt{T} \cdot D \sim N(0;1), \quad (3.35)$$

kde z_{vyp} je testová statistika, D je největší rozdíl kladných a pozitivních odchylek. Převyšuje-li testová statistika kritickou hodnotu, pak zamítáme na hladině významnosti nulovou hypotézu. Ke stejnému závěru dospějeme, porovnáme-li hladiny významnosti. Jestliže je vypočtená hladina významnosti nižší než hladina významnosti, pak zamítáme nulovou hypotézu.

3.3.7 Testování specifikace modelu

Specifikace modelu je dalším z předpokladů pro lineární regresní model. Pokud dojde při formulaci ekonometrického modelu k jeho příliš velkému zjednodušení, pak bude model nepřesně specifikován. Mezi základní specifikační chyby patří vynechání podstatné vysvětlující proměnné, zahrnutí nepodstatných vysvětlujících proměnných a použití špatné funkční formy. Pro testování specifikace jsou používány *testy specifikace* a *testy chybné specifikace* (diagnostické testy). U testů specifikace jsou stanoveny obě hypotézy, naopak u testů chybné specifikace není alternativní hypotéza vymezena (Hančlová, 2012). Testování specifikace modelu bude provedeno pomocí Ramsay RESET testu.

Ramsay RESET test

Podstatou tohoto testu je, že do deterministické části původního regresního modelu je vložena druhá a třetí mocnina odhadnuté predikované proměnné (takový model označme jako *upravený*.) Pozornost je věnována změně koeficientu determinace. Vzroste-li výrazně koeficient determinace, vypovídá to o špatné specifikaci modelu.

Nulová hypotéza vyjadřuje, že model je správně specifikován. V RESET testu pracujeme pouze s nulovou hypotézou. Testová statistika je dána vzorcem

$$F_{vyp} = \frac{(R_2^2 - R_1^2)/df_1}{(1 - R_2^2)/df_2} \sim F(df_1, df_2), \quad (3.36)$$

kde R_2^2 je koeficient determinace upraveného modelu, R_1^2 je koeficient determinace původního modelu, df_1 počet nově zavedených proměnných do upraveného modelu, df_2 je rozdíl počtu pozorování a počtu koeficientů v upraveném modelu včetně úrovnové konstanty (Hančlová, 2012). Je-li testová statistika F_{vyp} větší než kritická hodnota $F_{1-\alpha}(df_1, df_2)$, tj. patří do kritického oboru, pak na hladině významnosti zamítáme nulovou hypotézu.

3.4 Zobecnění lineární regrese

Zobecnění lineární regrese je spojeno se zobecněnou metodou nejmenších čtverců, která připouští sériovou závislost reziduální složky a vznik autokorelace, možnost přítomnosti heteroskedasticity a existenci multikolinearity.

3.4.1 Heteroskedasticita

Jestliže náhodné složky nemají konstantní rozptyl, je porušen předpoklad homoskedasticity a vzniká heteroskedasticita. Ve zobecněném regresním modelu nastává heteroskedasticita, když

$$\text{var}(\varepsilon) = \sigma^2 \Omega = \sigma^2 \text{diag}\{k_1, \dots, k_T\}, \quad \sigma^2 > 0; \quad k_1, \dots, k_T > 0. \quad (3.37)$$

Reziduální složky ε_t (a při deterministických regresorech také hodnoty vysvětlované proměnné y_t) mají nekonstantní rozptyl $\sigma^2 k_t$ s neznámými kladnými hodnotami k_t a jsou vzájemně nekorelované, uvádí Cipra (2013, s. 85).

Rozpoznání heteroskedasticity je možné na základě použití statistických testů a grafických nástrojů. Graficky je analyzován vývoj čtverců standardizované reziduální složky v závislosti na jednotlivých vysvětlujících proměnných. U bodových grafů musí být splněny dvě podmínky. Standardizovaná reziduální složka musí být v intervalu $<0; 1,96^2>$ a nesmí vykazovat rostoucí či klesající rozptyl. Ze statistických testů je nejpoužívanější tzv. Whiteův test.

Whiteův test

Výhoda Whiteova testu spočívá v tom, že Whiteův test nevyžaduje specifikaci přesné formy závislosti čtverce reziduální složky na ostatních proměnných. Předpokládáme-li model

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \varepsilon_t, \quad (3.38)$$

pak je Whiteovým testem vytvořen pomocný model

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{t2} + \alpha_3 x_{t3} + \alpha_4 x_{t2}^2 + \alpha_5 x_{t3}^2 + \alpha_6 x_{t2} x_{t3} + u_t, \quad (3.39)$$

kde ε_t^2 je čtverec odhadu reziduální složky, u_t je reziduální složka. Tento model je lineární regresí čtverců OLS-reziduí na konstantu, původní regresory, jejich čtverce a jejich součiny za předpokladu normálně rozdělené reziduální složky. Cílem je zjistit, jestli se rozptyl původních chyb (vyjádřen levou stranou rovnice 3.4.3) systematicky mění v závislosti na všech regresorech původního modelu.

V pomocném modelu je proveden F-test lineárních omezení a jsou formulovány hypotézy

$$H_0 : \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_6 = 0, \quad (3.40)$$

$$H_1 : \alpha_2 \neq 0 \vee \alpha_3 \neq 0 \vee \dots \vee \alpha_6 \neq 0. \quad (3.41)$$

Nulová hypotéza znamená, že rozptyl náhodné složky závisí pouze na úrovně konstantě a ostatní nezávislé proměnné neovlivňují změnu rozptylu reziduální složky. Naopak alternativní hypotéza vyjadřuje, že rozptyl náhodné složky je ovlivňován alespoň jednou vysvětlující proměnnou. Kritický obor na hladině významnosti α je

$$\frac{T-k}{m} \cdot \frac{RRSS - URSS}{URSS} \geq F_{1-\alpha}(m, T-k), \quad (3.42)$$

kde m je počet lineárních omezení a k je počet lineárních omezení navýšený o absolutní člen (zde je $m=5$ a $k=6$). Možnou alternativou je využití χ^2 -testu, kdy třeba nalézt koeficient determinance. Kritický obor nulové hypotézy dle vztahu 3.4.4 má tvar

$$(T-k) \cdot R^2 \geq \chi_{1-\alpha}^2(m). \quad (3.43)$$

Příčiny a důsledky heteroskedasticity

Mezi příčiny heteroskedasticity patří (Hančlová, 2012):

- Průřezové regresní analýzy dle nehomogenních jednotek; mezi průřezovými jednotkami se vyskytují velké rozdíly.
- Odlehlá pozorování (outliers); je nutné provést analýzu odlehlých hodnot např. pomocí boxplotů.
- Chybná specifikace regresního modelu obvykle v podobě špatné funkční formy nebo opomenutí podstatné nezávislé proměnné.
- Výskyt chyby měření dat, hlavně kumulace těchto chyb s rostoucí závislou proměnnou

- Nevhodná transformace dat nebo neadekvátní způsob nahrazení chybějících hodnot nebo sloučení (agregace) dat
- Nevhodné použití kombinace průřezové a časové analýzy v panelových modelech.

Existuje-li heteroskedasticita reziduální složky odhadnutého regresního modelu, jsou ovlivněny odhady regresních parametrů a vlastnosti odhadových funkcí. Metodou nejmenších čtverců nejsou získány BLUE odhady. Z tohoto důvodu je vhodné nahradit odlehlé a extrémní hodnoty, popřípadě použít tzv. váženou metodu nejmenších čtverců. Vážená metoda nejmenších čtverců spočívá v tom, že každé pozorování je podle typu měněního se rozptýlu vynásobeno váhovou proměnnou a je proveden odhad metodou nejmenších čtverců. Váhy jsou určeny tak, aby vysoký rozptyl reziduální složky snížily a naopak malý rozptyl zvýšily a rozptyl vyrovnaly.

3.4.2 Autokorelace

Autokorelace reziduální složky představuje sériovou závislost náhodné složky na jejích zpožděných hodnotách. Autokorelace reziduální složky nastává, je-li porušen předpoklad nekorelovaných reziduí. Dochází k ní, když je regresní model kvantifikovaný pomocí dat ve tvaru časových řad. Pro časové řady je korelovanost běžným jevem. Neřešení autokorelace v modelu může vést k neeficientnímu odhadu lineárního regresního modelu a zhoršené schopnosti predikce.

Nejjednodušším typem autokorelace je autoregresní model prvního řádu. Tento model umožňuje pokrýt většinu rutinních případů. Autoregresní model prvního řádu je dán vztahem

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t, \quad (3.44)$$

kde ρ je parametr ($-1 < \rho < 1$) a u_t je bílý šum, což je označení pro časovou řadu navzájem nekorelovaných veličin s nulovou střední hodnotou a konstantním kladným rozptylem. Je-li parametr kladný, tj. $\rho > 0$ (pozitivní autokorelovanost), vypovídá o setrvačnosti ve znaménku sousedních hodnot ε_t . Nabývá-li parametr záporných hodnot, tj. $\rho < 0$ (negativní autokorelovanost), pak indikuje změny ve znaménku sousedních hodnot ε_t (Cipra, 2013).

Autokorelaci lze analyzovat a testovat nejen grafickými nástroji, ale i pomocí statistického testu. Mezi grafické nástroje pro analýzu autokorelace patří bodový graf závislé a nezávislé proměnné, liniový graf standardizovaných reziduí a autokorelační a parciální autokorelační

graf reziduální složky. U liniového grafu sledujeme splnění dvou podmínek současně: výskyt hodnot reziduí v konfidenčním intervalu a náhodný vývoj reziduí. Pomocí autokorelačního a autokorelačního parciálního grafu lze rozpoznat autokorelaci prvního řádu a obecně řádu p . Ze statistických testů je nejčastěji k testování autokorelace prvního řádu využíván Durbinův – Watsonův test.

Durbinův - Watsonův test

Durbinův – Watsonův test testuje autokorelovanost reziduí. Nulová hypotéza pro tento test zní: korelační koeficient ρ je roven nule. Z toho plyne, že sousední reziduální hodnoty ε_{t-1} a ε_t nejsou korelovány. Alternativní hypotéza představuje opak, tedy korelovanost sousedních reziduálních hodnot, tudíž parametr ρ není roven nule. Matematický zápis hypotéz je následující:

$$H_0 : \rho = 0, \quad (3.45)$$

$$H_1 : \rho \neq 0. \quad (3.46)$$

Durbin-Watsonova statistika je definována jako

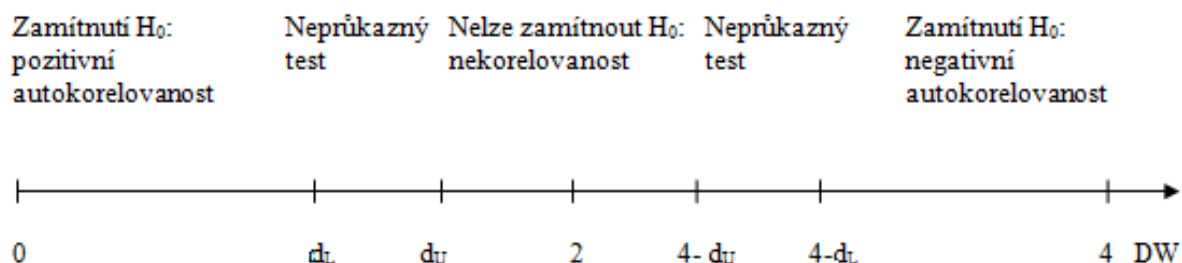
$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T \left(\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1} \right)^2}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2} \sim d_{T,k}. \quad (3.47)$$

DW je Durbin-Watsonova statistika, $\hat{\varepsilon}_t$ odhad reziduální složky v čase t , $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ odhad reziduální složky v čase $t-1$, $\hat{\varepsilon}_t^2$ je druhá mocnina odhadu reziduální složky v čase t , $d_{T,k}$ je d rozdělení se stupni volnosti T, k .

DW statistika se chová podle d rozdělení z intervalu $<0; 4>$ a je symetrická tehdy, je-li střední hodnota rovna 2. Za předpokladu normality bílého šumu reziduální složky má d rozdělení dvě kritické hodnoty: d_L a d_U . Pokud $DW < d_L$ nebo $DW > 4 - d_L$, pak zamítáme nulovou hypotézu na hladině významnosti. Jestliže $DW \in < d_L, d_U >$ nebo $DW \in < 4 - d_U, 4 - d_L >$, potom DW statistika náleží do zóny neprůkaznosti a nelze stanovit, zda bude nulová hypotéza přijata nebo zamítnuta. Je-li $DW \in < d_U, 4 - d_U >$, pak nulovou hypotézu nezamítáme (Hančlová, 2012).

Na základě zjištěných hodnot DW statistiky je možné učinit výše popsané závěry, které jsou ilustrovány v grafu 3.4.1.

Graf 3.1 Závěry DW testu pro hodnoty statistiky DW



Zdroj: Cipra (2013), s. 97.

Na základě hodnot, kterých nabývá parametr ρ se odvíjí hodnoty, kterých dosahuje DW statistika:

- je-li $\hat{\rho} = 0$ (tj, sousední rezidua jsou nekorelovaná), pak $DW \approx 2$;
- je-li $\hat{\rho} = 1$ (tj, sousední rezidua jsou extrémně pozitivně korelovaná), pak $DW = 0$;
- je-li $\hat{\rho} = -1$ (tj, sousední rezidua jsou extrémně negativně korelovaná), pak $DW \approx 4$, uvádí Cipra (2013, s. 97).

Příčiny a důsledky autokorelace

Jako nejčastější příčiny autokorelace jsou zmiňovány:

- Setrvačnost ve vývoji ekonomických veličin – setrvačnost obvykle postihuje makroekonomické časové řady v jejich dlouhodobém vývoji (hodnoty v čase t jsou závislé na předcházejících hodnotách).
- Chybná specifikace modelu představuje obvykle opomenutí relevantní vysvětlující proměnné nebo použití nevhodné funkční formy modelu.
- Chyby v měření zahrnují nepřesnosti výběrových dat promítnuté do náhodné složky.

- Nesprávně nastavené zpoždění u vysvětlujících proměnných – adekvátně zpožděné veličiny nejsou zahrnuty ve vysvětlujících proměnných v deterministické části regresního modelu.
- Výběrová data nejsou správně transformována.

Pokud není autokorelace v modelu eliminována, objevují se negativní důsledky pro vlastnosti získaných odhadů. V takovém případě jsou odhady regresních parametrů nestrané a konzistentní, nemají minimální rozptyl – nejsou vydatné a nejsou asymptoticky vydatné. Odhad rozptylu náhodné složky je vychýlený, stejně tak je vychýlený i odhad rozptylu regresního parametru. Testování hypotéz pomocí intervalu spolehlivosti je nepřesné a ztrácí vypovídací schopnost (Hančlová, 2012).

Odstranění autokorelace

Existují různé způsoby pro odstranění nebo zmírnění autokorelace, při tom je ale třeba přihlédnout k její příčině a snažit se ji odstranit. Autokorelaci lze odstranit následujícími způsoby:

- Odstranění špatné funkční formy modelu, případně zavedení opomenuté relevantní proměnné do modelu.
- Úprava časové struktury (zpoždění či předstih) u vysvětlujících proměnných.
- Využití autoregresního modelu, tzn. zavedení zpožděné vysvětlované proměnné, tj. Y_{t-1} jako vysvětlující proměnné.
- Použití Cochranne - Orcuttovy (CO) metody.

Cochranne - Orcuttova metoda vychází z autokorelace 1. řádu. Předpokládáme původní regresní model ve tvaru

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t. \quad (3.48)$$

Tento model je transformován pomocí $\hat{\rho}$:

$$y_t - \hat{\rho} y_{t-1} = \beta_1 \left(1 - \hat{\rho}\right) + \beta_2 \left(x_{t2} - \hat{\rho} x_{t-1,2}\right) + \dots + \beta_k \left(x_{tk} - \hat{\rho} x_{t-1,k}\right) + \varepsilon_t,$$

$$y_t^* = \beta_1^* + \beta_2^* x_{t2}^* + \beta_3^* x_{t3}^* + \dots + \beta_k^* x_{tk}^* + \varepsilon_t^*, \quad (3.49)$$

kde $\beta_1^* = \beta_1(1 - \hat{\rho})$.

Dále je odhadnut modifikovaný regresní model s hvězdičkami pomocí metody nejmenších čtverců pro $t=2, 3, \dots, n$. Pokud je stále přítomna autokorelace 1.řádu reziduální složky, pak je autokorelace zmírněna, nikoli odstraněna. V tomto případě se postupuje znova stejným způsobem, dokud není autokorelace 1.řádu odstraněna (Hančlová, 2012).

3.4.3 Multikolinearita

Multikolinearita vyjadřuje vzájemnou korelovanost nezávislých proměnných. Multikolinearita je signalizovaná vysokou hodnotou korelačního koeficientu mezi dvěma vysvětlujícími proměnnými. Korelovanost mezi vysvětlovanou proměnnou a vysvětlující proměnnou není považována za multikolinearitu. Obsahuje-li model dvě vysvětlující proměnné, je sledována párová korelace. Obsahuje-li více vysvětlujících proměnných, může nastat vícenásobná lineární závislost nezávislých proměnných.

K identifikaci multikolinearity jsou používány nejrůznější nástroje. Mezi tyto nástroje patří korelační matice, vícenásobný koeficient korelace a míry korelovanosti, kterými jsou například faktory změny variability, míry tolerance.

Korelační matice

Korelační matice je matice vysvětlujících proměnných, která zachycuje jen párovou korelaci mezi vysvětlujícími proměnnými. Pro všechny prvky korelační matice s výjimkou diagonály by mělo platit

$$|r_{x_i, x_j}| < 0,8, \quad (3.50)$$

kde r_{x_i, x_j} párová korelace dvojice vysvětlujících proměnných (Hančlová, 2012). Párová korelační matice je pouze orientačním indikátorem. V modelech s více vysvětlujícími proměnnými je používán F-test. Vhodným prostředkem pro testování multikolinearity je také vícenásobný koeficient korelace.

F-test, který využívá párovou korelaci, je přesnější metodou pro určení multikolinearity. Nulová hypotéza znamená, že závislost mezi vysvětlujícími proměnnými je nevýznamná. Alternativní hypotéza je opakem nulové hypotézy. Multikolinearitu je možné ověřit vztahem

$$F_{ij} = \frac{r_{x_i, x_j}^2 / (k-1)}{1 - r_{x_i, x_j}^2 / (T-k)} \sim F(k-1; T-k), \quad (3.51)$$

kde F_{ij} je testová statistika, r_{x_i, x_j}^2 je druhá mocnina párové korelace, k počet regresních koeficientů včetně úrovněové konstanty a $T-k$ je rozdíl počtu pozorování a počtu koeficientů včetně úrovněové konstanty. Nachází-li se testová statistika v kritickém oboru, zamítáme nulovou hypotézu, tzn, že závislost mezi vysvětlujícími proměnnými je statisticky nevýznamná na hladině významnosti α .

Vícenásobný koeficient korelace (determinace)

Použití vícenásobného koeficientu korelace v F-testu je jeden ze způsobů, jak lze multikolinearitu testovat přesněji. Hlavní myšlenkou testování multikolinearity pomocí vícenásobného koeficientu korelace je, že každá vysvětlující proměnná z testovaného modelu je v pomocném modelu vysvětlována ostatními vysvětlujícími proměnnými. Testová statistika pro F – test obsahující vícenásobný koeficient korelace je dána vztahem

$$\frac{R_{x_i}^2}{1 - R_{x_i}^2} \cdot \frac{T - k + 1}{k - 2} \sim F_{1-\alpha}(k - 2; T - k + 1), \quad (3.52)$$

kde $R_{x_i}^2$ je koeficient determinace z pomocného modelu.

Faktor změny variability a statistika tolerance

Faktor změny variability a statistika tolerance jsou dalšími statistikami, pomocí kterých lze identifikovat multikolinearitu. Statistiky mají následující tvar

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_{x_i}^2}, \quad (3.53)$$

$$TOL_i = \frac{1}{VIF_i} = 1 - R_{x_i}^2, \quad (3.54)$$

kde VIF_i je faktor změny variability, $R_{x_i}^2$ je koeficient determinance, TOL_i je statistika tolerance. Čím vyšší je faktor změny variability, tím vyšší je závislost x_i na ostatních faktorech. Je-li $VIF_i > 10$, jde o silnou multikolinearitu. Čím nižší je statistika tolerance, tím

vyšší je závislost x_i na ostatních faktorech. Pokud je $TOL_i < 0,1$, pak existuje silná lineární závislost.

Příčiny a důsledky multikolinearity

Multikolinearita bývá způsobena mnoha jevy, nejčastější příčiny jsou:

- Stejná trendová tendence časových řad, která se vyskytuje převážně u makroekonomických dat.
- Neexperimentální charakter disponibilních dat vyskytující se hlavně při průřezové analýze.
- Nevhodné zavedení zpožděných vysvětlujících proměnných.
- Neadekvátní použití umělých proměnných.

Multikolinearita s sebou nese i negativní důsledky pro regresní parametry odhadnuté metodou nejmenších čtverců. Odhadnuté parametry jsou nezkreslené a vydatné, jejich odhady mají velký rozptyl a kovarianci. Dalším důsledkem je, že nelze oddělit vliv jednotlivých vysvětlujících na vysvětlovanou proměnnou, neboť tím dochází k problémům při interpretaci regresních parametrů. Odhady parametrů a jejich rozptyly reagují citlivě na malé změny ve výběrových datech a specifikaci modelu (Hančlová, 2012).

Odstranění multikolinearity

Multikolinearitu je možné odstranit jedním z těchto způsobů:

- Získání nového výběrového souboru, tj. rozšíření původního výběrového souboru
- Odstranění vysvětlující proměnné, která způsobuje multikolinearitu.
- Využití další dodatečné informace o hodnotě odhadového parametru z ekonomické teorie nebo empirických analýz.
- Transformace proměnných.
- Použití metody hlavních komponent.

4 Zhodnocení vlivu vybraných faktorů na výnosnost podílových fondů

Cílem této kapitoly je zhodnotit vliv vybraných faktorů na výnosnost podílových fondů v ČR. Čtvrtá kapitola je rozdělena na osm podkapitol. Na začátku jsou popsána vstupní data, z nichž jsou vybrány proměnné pro akciový model. Dále je formulován model, a to ekonomicky, matematicky a ekonometricky. Poté následuje analýza časových řad jednotlivých proměnných modelu. Po analýze časových řad je odhadnut lineární regresní model. Odhadnuté parametry a model jsou statisticky verifikovány a podle výsledků statistické verifikace je model případně potřeby upraven. V následujícím kroku je provedena ekonometrická verifikace. V této části jsou ověřovány podmínky, které jsou zapotřebí k úspěšné aplikaci ekonometrických metod. Poté je provedena ekonomická verifikace. Závěrečnou fází procesu je shrnutí, kde jsou rekapitulovány jednotlivé kapitoly praktické části práce. V závěrečném shrnutí jsou dosažené výsledky zhodnoceny a srovnány s výsledky studie *The Determinants of Mutual Fund Performance: A Cross – Country Study*.

Ve čtvrté kapitole jsou představena vstupní data, která jsou analyzována a ze kterých jsou vybrány vhodné proměnné pro akciový model. V modelu je zjišťován vliv vybraných faktorů na průměrnou výnosnost akciových podílových fondů pomocí ekonometrických metod na výběrovém souboru dat. Data jsou zpracována ve statistickém programu SPSS. Výběrový soubor dat obsahuje měsíční data za posledních deset let, tj. od listopadu roku 2006 do října roku 2016.

4.1 Vstupní data

Vstupní data s měsíční frekvencí jsou tvořena osmnácti proměnnými, které byly shromážděny pro hledání vhodných proměnných do akciového modelu. Pro přehlednost jsou tyto proměnné zachyceny v tabulce 4.1, ve které jsou uvedeny jejich název, symboly používané pro jednotlivé proměnné a typ proměnných.

Nejprve byla analyzována časová řada nižšího počtu proměnných v délce pěti let. U této časové řady nebyla nalezena významná lineární závislost mezi vysvětlujícími proměnnými a vysvětlovanou proměnnou, proto došlo k prodloužení časové řady o dalších pět a k jejímu rozšíření o další proměnné. Tím vznikla časová řada s osmnácti proměnnými o délce deseti let. Po analýze této časové řady byly nalezeny vysoké lineární závislosti zejména u finančních

proměnných. Nízké, ale statisticky významné lineární závislosti jsou zřejmé u makroekonomických proměnných. Naopak velmi nízkou a statisticky nevýznamnou lineární závislost vykazují proměnné týkající se podílových fondů. Podrobněji jsou lineární závislosti proměnných, které vychází z korelační matice, popsány níže.

Tabulka 4.1 Proměnné tvořící vstupní data

Proměnná	Symbol	Typ proměnné	
Průměrná výnosnost akciových podílových fondů	VA	Finanční proměnná	Závislá
Průměrná výnosnost dluhopisových podílových fondů	VD		Nezávislá
Akciový index PX	PX		
Akciový index DAX	DAX		
Akciový index Euro Stoxx 50	ES		
Akciový index Dow Jones Industrial Average	DJ		
Průměrná doba existence akciových pod. fondů - logaritmovaná	ex_A_ln	Proměnná týkající se fondu	
Průměrná doba existence dluhopisových pod. fondů - logaritmovaná	ex_D_ln	Makroekonomická proměnná	
Nezaměstnanost	nez		
Inflace	inf		
Krátkodobá úroková míra	ikr		
Úrokový diferenciál	ud		
Ceny výrobců - Česká republika	PPI-CZ		
Dlouhodobá úroková míra	idl		
Nominální kurz eura - logaritmovaný	EUR_N_ln		
Nominální kurz dolaru - logaritmovaný	USD_N_ln		
Reálný kurz eura	EUR_R		
Reálný kurz dolaru	USD_R		

Zdroj: Vlastní zpracování

Korelační koeficienty mezi jednotlivými proměnnými jsou zobrazeny v tabulce P 3.1, která je uvedena v příloze č. 3. Nejvyšší lineární závislost se objevila u akciového indexu Euro Stoxx 50, u něhož korelační koeficient dosahuje hodnoty 0,893. Nejnížší hodnota korelačního koeficientu činí 0,507 a náleží průměrné výnosnosti dluhopisových fondů. U finančních proměnných je možné pozorovat přímou lineární závislost, tj. nezávislé proměnné se vyvíjí stejně jako závislá proměnná.

Z makroekonomických proměnných je možné nalézt nejvyšší korelační koeficient u míry inflace, který odpovídá hodnotě -0,295. Záporná hodnota Pearsonova korelačního koeficientu značí, že je zde nepřímá lineární závislost. Nejnižší hodnoty korelačního koeficientu dosahuje logaritmovaný nominální kurz amerického dolaru. Tato ekonomická proměnná vykazuje nejnižší korelační koeficient ze všech analyzovaných proměnných. U průměrné doby existence jak akciových, tak dluhopisových fondů, je korelační koeficient také nízký.

Na základě párové korelace vyplynulo, že existuje přímá závislost mezi průměrnou výnosností akciových fondů a průměrnou dobou jejich existence. Naopak ve studii (Ferreira, Miguel, Ramos, 2007) byla prokázána negativní lineární závislost. Příčinou odlišného vývoje může být rozdílné geografické zaměření a rozdílné podmínky na finančních trzích. U míry nezaměstnanosti je očekávána negativní lineární závislost, naopak z korelační matice byla zjištěna pozitivní lineární závislost. Důvodem může být míra nezaměstnanosti, která demonstruje nezaměstnanost všech obyvatel bez ohledu na vzdělání. Předpokládá se, že do podílových fondů investují převážně lidé s vyšším vzděláním. Jejich míra nezaměstnanosti je nižší, a proto lze očekávat, že i přes rostoucí míru nezaměstnanosti budou do fondů investovat a míra výnosnosti fondů vzroste.

Z osmnácti proměnných v korelační matici bylo vybráno šest proměnných pro vytvoření akciového modelu. Vzhledem k výsledkům získaným z korelační matice byla pro jejich výběr použita tři kritéria. První kritérium je, že proměnné musí být statisticky významné na hladině významnosti 0,01. Druhým kritériem je, že vybrané proměnné musí společně tvořit jednotný model vhodný pro lineární regresi. Pro splnění druhého kritéria byly vytvořeny různé lineární regresní modely z výše uvedených proměnných. Přehled těchto modelů je uveden v tabulce 4.2. Třetím kritériem pro výběr proměnných akciového modelu je volba takového modelu z tabulky 4.2, který má nejvyšší vypovídací schopnost (koeficient determinace).

Tabulka 4.2 Lineární regresní modely pro výběr výsledného modelu

Číslo modelu	Nezávislé proměnné	Koeficient determinace
1	PX, DJ, ES, inf, DAX	0,883
2	PX, DJ, inf	0,807
3	PX, DJ, inf, ES	0,88
4	VD, PX, DAX, DJ, ES	0,901
5	VD, PX, DAX, ES, DJ, inf	0,91

Zdroj: Vlastní zpracování

Z výše uvedených podmínek je patrné, že všechna tři kritéria jsou splněna u modelu číslo 5, který je z tohoto důvodu vybrán pro další analýzy v rámci této diplomové práce.

4.2 Formulace modelu

Ekonomická formulace modelu nezahrnuje jen stanovení předmětu zkoumání, ale i popis jednotlivých proměnných v modelu a formulaci hlavních a dílčích hypotéz, o které se celý model opírá.

4.2.1 Ekonomické veličiny

Pro práci s daty a pro jejich zpracování pomocí ekonometrických přístupů je nezbytné vymezit ekonomické veličiny, které představují proměnné v akciovém modelu. Všechny proměnné v modelu jsou veličiny s měsíční frekvencí.

Průměrná výnosnost akciových podílových fondů

Průměrná výnosnost akciových podílových fondů je závislou proměnnou v modelu. Vstupními údaji pro výpočet byly historické ceny podílových listů, které byly staženy z webových stránek investičních společností. Investiční společnosti a jejich akciové fondy jsou zobrazeny v tabulce 4.3. Výnosnosti podílových fondů byly vypočteny podle vztahu 3.1. Z výnosností podílových fondů byl vypočten aritmetický průměr a tím z nich vznikla jedna závislá proměnná, která je v modelu používána.

Tabulka 4.3 Investiční společnosti a jejich fondy

Investiční společnost	Akciové podílové fondy	Dluhopisové podílové fondy
ČSOB	ČSOB Akciový ČSOB Akciový český	ČSOB Renta Czechrenta ČSOB Středobých dluhopisů
Generali	Generali fond nemovitostních akcií Generali fond globálních značek	Generali fond korporátních dluhopisů
NN	NN European Equity NN European Real Estate	NN International Czech Bond
Conseq	Conseq Invest akciový	Conseq Invest dluhopisový
KB	x	KB Dluhopisový
J&T	J&T Opportunity	J&T Perspektiva J&T Flexibilní

Zdroj: Vlastní zpracování

Průměrná výnosnost dluhopisových podílových fondů

Průměrná výnosnost dluhopisových fondů je nezávislá proměnná, která byla vytvořena stejným způsobem jako závislá proměnná. Investiční společnosti a jejich dluhopisové fondy jsou zachyceny v tabulce 4.3.

Akciový index PX Globe

Další nezávislou proměnnou je akciový index PX Globe, jehož historické hodnoty byly čerpány z webových stránek Burzy cenných papírů Praha. Výnosové míry indexu PX a ostatních níže uvedených akciových indexů byly vypočteny dle vzorce 3.1.

Akciový index DAX

Akciový index DAX obsahuje tituly obchodované na německé burze, historické hodnoty index DAX byl čerpán z finančních webových stránek peníze.cz.

Akciový index Dow Jones Euro Stoxx 50

Jednou z nezávislých proměnných je akciový index Dow Jones Euro Stoxx 50. Index ES obsahuje padesát akciových titulů obchodovaných na evropských burzách. Historické hodnoty ES byly staženy z finančních webových stránek peníze.cz.

Akciový index Dow Jones Industrial Average

Poslední z akciových indexů, který měří výkonnost třiceti akcií amerických největších a nejznámějších firem, je Dow Jones Industrial Average. Historické hodnoty indexu byly čerpány z finančních webových stránek peníze.cz.

Míra inflace

Další nezávislou proměnnou je míra inflace. Míra inflace byla čerpána z databáze ARAD České národní banky.

4.2.2 Formulace hypotéz

V akciovém modelu jsou formulovány hlavní hypotéza a dílčí hypotézy. Hlavní hypotéza je spojena s vlivem nezávislých proměnných na závislou proměnnou. Vyjadřuje tezi, kterou v modelu ověřujeme. Dílčí hypotézy se týkají vlivu jednotlivých nezávislých proměnných na závislou proměnnou.

Hlavní hypotézou je vliv průměrné výnosnosti dluhopisových fondů, míry inflace, indexu PX, indexu DAX, indexu ES a indexu DJ na průměrnou výnosnost akciových podílových fondů. Hlavní hypotézu je možné zapsat vztahem

$$VA = f(VD; PX; DAX; ES; DJ; \text{inf}). \quad (4.1)$$

Analyzován je nejen vztah všech nezávislých proměnných a závislé proměnné, ale i vztah jednotlivých nezávislých proměnných a závislé proměnné. Dílčí hypotézy o lineární závislosti závislé proměnné a jednotlivých nezávislých proměnných lze zapsat pomocí vztahů

$$VA = f(VD), \quad (4.2)$$

$$VA = f(PX), \quad (4.3)$$

$$VA = f(DAX), \quad (4.4)$$

$$VA = f(ES), \quad (4.5)$$

$$VA = f(DJ), \quad (4.6)$$

$$VA = f(\text{inf}). \quad (4.7)$$

Předpokládá se, že finanční proměnné mají vliv na průměrnou výnosnost akciových podílových fondů, neboť se jedná o akciové indexy, které obsahují akcie velkých společností obchodovaných na burze. Vzhledem k tomu, že závislá proměnná je průměrem výnosností akciových podílových fondů, je velmi pravděpodobné, že v portfoliu jednotlivých fondů jsou obsaženy akcie společností, které jsou součástí indexů. Podobně je tomu u průměrné výnosnosti dluhopisových podílových fondů, protože některé akciové podílové fondy diverzifikují portfolio přidáním dluhových cenných papírů do portfolia fondu. U vztahu mezi závislou proměnnou a jednotlivými finančními proměnnými je předpokládána nepřímá lineární závislost.

Jedinou ekonomickou proměnnou v modelu je míra inflace. Očekává se, že pokles cenové hladiny způsobí, že lidé zaplatí méně za zboží a služby, budou mít více volných peněžních prostředků a budou investovat do fondů více peněz. Množství peněžních prostředků ve fondech vzroste a z většího množství investovaných prostředků podílovými fondy bude plynout vyšší výnos. Mezi závislou proměnnou a mírou inflace je předpokládána nepřímá lineární závislost.

4.2.3 Stochastická forma modelu a hypotézy o chování regresních koeficientů

Jak je uvedeno ve 3. kapitole, stochastický regresní model je model, který obsahuje náhodnou složku. Stochastická forma akciového modelu má následující tvar

$$VA_t = \beta_1 + \beta_2 VD_t + \beta_3 PX_t + \beta_4 DAX_t + \beta_5 ES_t + \beta_6 DJ_t + \beta_7 \inf_t + \varepsilon_t, \quad (4.8)$$

kde β_k jsou regresní koeficienty a ε_t je náhodná složka.

Mezi proměnnými v modelu existují vazby, které jsou vyjádřeny mírou závislosti. Vztahy mezi závislou proměnnou a nezávislými proměnnými určují nejen sklon funkce, jsou-li vyjádřeny graficky, ale i hodnoty regresních koeficientů. V modelu se objevuje celkem sedm regresních koeficientů. Koeficient β_1 představuje úroňovou konstantu, u níž není hodnocen vztah vůči závislé proměnné. Zbylé koeficienty jsou ve vztahu závislé a nezávislé proměnné hodnoceny. Bodové grafy vztahů závislé proměnné a jednotlivých nezávislých proměnných jsou uvedeny v příloze č. 4.

V grafech P 4.1 a P 4.2 jsou vyjádřeny vztah mezi průměrnou výnosností akciových fondů a mírou inflace a vztah mezi průměrnou výnosností akciových fondů a průměrnou výnosností dluhopisových fondů. Z grafu P 4.1 je patrný nepřímý úměrný vztah mezi závislou proměnnou a mírou inflace. Z toho také plyne, že regresní koeficient bude záporný a nenulový, tedy mezi proměnnými existuje negativní lineární závislost. V grafu P 4.2 je zachycen přímo úměrný vztah mezi závislou proměnnou a průměrnou výnosností dluhopisových fondů. Regresní koeficient bude v tomto případě kladný a nenulový a mezi proměnnými je pozitivní lineární závislost.

V grafech P 4.3 až P 4.6 je zobrazen vztah ostatních finančních proměnných a závislé proměnné. Tyto finanční proměnné se chovají stejným způsobem jako závislá proměnná. Mezi závislou proměnnou a jednotlivými finančními proměnnými existuje přímo úměrný vztah. Z toho vyplývá, že regresní koeficienty budou kladné a nenulové a mezi proměnnými v každé dvojici se vyskytuje pozitivní lineární závislost.

4.3 Analýza časových řad

Analýza časové řady, kterou tvoří proměnné akciového modelu, je zaměřena na grafickou analýzu proměnných a analýzu chybějících, odlehlých a extrémních hodnot.

4.3.1 Grafická analýza časových řad

Proměnné modelu jsou analyzovány v liniových grafech, které jsou součástí přílohy č. 5. Finanční proměnné jsou velmi volatilní, jak je možné vidět v grafu P 5.1 až P 5.6. Pro akciové indexy a průměrnou výnosnost akciových podílových fondů je typická vysoká volatilita, neboť akcie velmi citlivě reagují na změny na finančních trzích. Proto průměrná výnosnost akciových podílových fondů a výnosové míry akciových indexů kolísají. Méně volatilní je průměrná výnosnost dluhopisových fondů, což je spojeno zejména s povahou dluhových cenných papírů.

Vývoj míry inflace v grafu P 5.7 je ovlivněn ekonomickým vývojem v letech 2006 až 2016. Výkyvy ve vývoji vypovídají o finanční krizi v roce 2009. Časové řady jednotlivých proměnných modelu nevykazují sezónnost, cykličnost ani trendový vývoj, není tedy nutné časové řady očišťovat. Časové řady nejsou stacionární, což ale není překážkou, neboť model nebude použit k predikci.

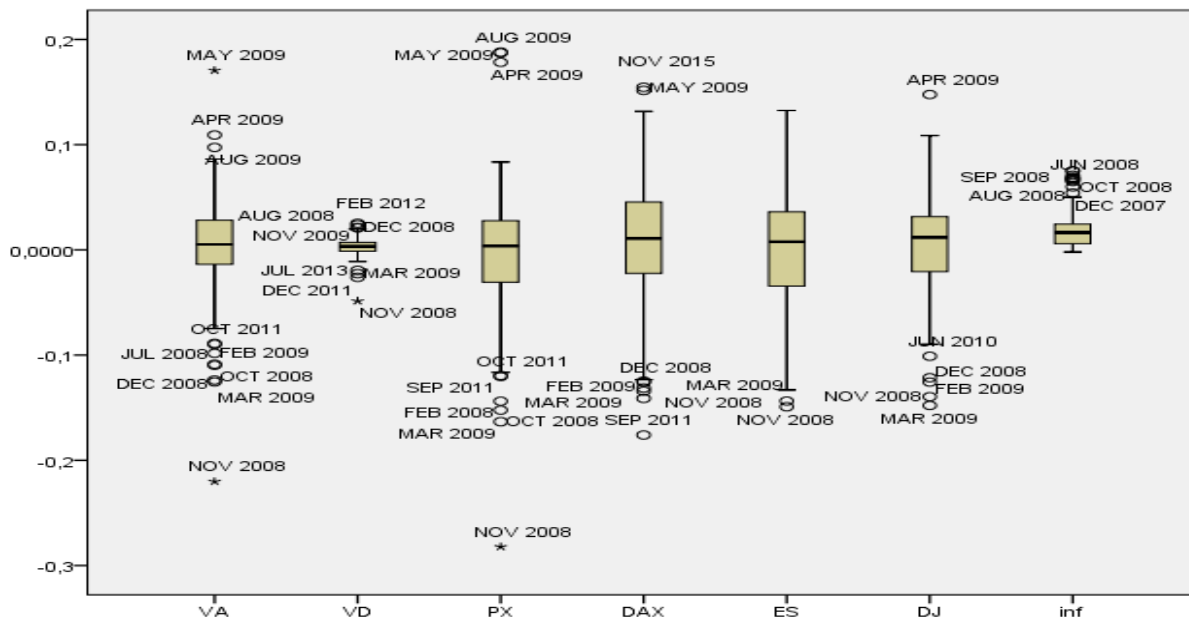
4.3.2 Analýza chybějících, odlehlých a extrémních hodnot

Pro časové řady použité v modelu jsou analyzovány chybějící, odlehlé a extrémní hodnoty. Na základě výpočtu deskriptivních statistik, které jsou uvedeny v příloze č. 6, je zjištěno, že časová řada je úplná a nejsou zde žádné chybějící hodnoty. Stejně jako chybějící hodnoty jsou analyzovány odlehlé a extrémní hodnoty. Analýza odlehlých a extrémních hodnot je provedena pomocí boxplotů, ve kterých jsou odlehlé a extrémní hodnoty zachyceny. Boxploty všech proměnných jsou zobrazeny v grafu 4.1, boxploty jednotlivých proměnných jsou uvedeny v příloze č. 7. Extrémní hodnoty se objevují pouze u VA a VD, u všech proměnných jsou nalezeny odlehlé hodnoty.

Nejprve jsou odlehlé a extrémní hodnoty nahrazeny, ale po jejich nahrazení je opět zjištěna přítomnost odlehlých hodnot. Časovou řadu s nahrazenými hodnotami není možné v regresním modelu použít, protože po nahrazení došlo ke změně vztahů a k poklesu závislosti mezi proměnnými a data by byla zkreslena. Přítomnost odlehlých hodnot je způsobena volatilitou finančních proměnných, která je viditelná v grafech uvedených

v příloze č. 5, proto nelze odlehlé hodnoty odstranit. V modelu jsou používány časové řady s nenahrazenými odlehlými a extrémními hodnotami.

Graf 4.1 Boxploty proměnných modelu



Zdroj: Vlastní zpracování

4.4 Korelační matice proměnných modelu

V korelační matici je zobrazena lineární závislost závislé proměnné a nezávislých proměnných, ale také lineární závislost mezi nezávislými proměnnými. Tyto závislosti jsou zachyceny v tabulce 4.4.

Tabulka 4.4 Korelační matice proměnných modelu

		VA	VD	PX	DAX	ES	DJ	inf
VA	rx _y	1	,507**	,753**	,865**	,893**	,838**	-,295**
VD	rx _y	,507**	1	,396**	,284**	,339**	,308**	-0,087
PX	rx _y	,753**	,396**	1	,609**	,639**	,591**	-,200*
DAX	rx _y	,865**	,284**	,609**	1	,944**	,809**	-,181*
ES	rx _y	,893**	,339**	,639**	,944**	1	,829**	-,204*
DJ	rx _y	,838**	,308**	,591**	,809**	,829**	1	-,197*
inf	rx _y	-,295**	-0,087	-,200*	-,181*	-,204*	-,197*	1

** Korelace je statisticky významná na hladině významnosti 0,01
 * Korelace je statisticky významná na hladině významnosti 0,05

Zdroj: Vlastní zpracování

Korelační koeficienty u finančních proměnných vyjadřují pozitivní lineární závislost, tedy závislá proměnná a nezávislé finanční proměnné se chovají stejným způsobem. Prokázána je i pozitivní lineární závislost mezi průměrnou výnosností akciových podílových fondů. Lineární závislost mezi mírou inflace a závislou proměnnou je negativní. Znamená to, že s klesající mírou inflace průměrná výnosnost akciových podílových fondů roste. Závislosti vyjádřené korelačními koeficienty jsou v souladu s předpoklady o vývoji vztahu mezi závislou proměnnou a jednotlivými nezávislými proměnnými.

4.5 Odhad lineárního regresního modelu a statistická verifikace

V této podkapitole je odhadován lineární regresní model dle vztahu 4.8. Tento model, který byl vybrán pro analýzy diplomové práce na základě kritérií uvedených podkapitole 4.1, je odhadován metodou nejmenších čtverců na hladině významnosti 5 %. Odhadnutý model je statisticky verifikován pro zjištění jeho statistické významnosti. Verifikovány jsou také odhadnuté regresní koeficienty. Celkem jsou provedeny tři odhady, neboť až třetím odhadem byl nalezen výsledný model, v němž jsou testovány všechny ekonometrické jevy.

4.5.1 První odhad modelu

Metodou nejmenších čtverců je odhadnut model, který je možné zapsat ve tvaru

$$VA_t = 0,002 + 0,997 \cdot VD_t + 0,17 \cdot PX_t + 0,172 \cdot DAX_t + \\ 0,254 \cdot ES_t + 0,237 \cdot DJ_t - 0,255 \cdot inf_t + \varepsilon_t. \quad (4.9)$$

Odhadem modelu získáme čtyři základní výstupy. Jedná se o shrnutí modelu, analýzu rozptylu, odhad regresních parametrů modelu a reziduální statistiky.

V tabulce 4.5 jsou zachyceny základní charakteristiky modelu. Tabulka obsahuje informace o koeficientu vícenásobné korelace, koeficientu determinace, korigovaném koeficientu determinace a standardní chybě odhadu regrese. Významnou statistikou je koeficient determinace, který vyjadřuje vypovídací schopnost odhadovaného modelu. Koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,912, což značí velmi vysokou vypovídací schopnost. Znamená to, že lineární kombinací nezávislých proměnných modelu 4.9 je vysvětleno 91,2 % variability průměrné výnosnosti akciových podílových fondů. Součástí tabulky je také DW statistika, pomocí které je zjišťována autokorelace.

Tabulka 4.5. Shrnutí modelu

Model	R	R ²	Adjusted R ²	St. chyba odhadu	DW
1	0,955 ^a	0,912	0,907	0,015	2,174
a. Nezávislé proměnné: (Konstanta), DJ, inf, VD, PX, DAX, ES					
b. Závislá proměnná: VA					

Zdroj: Vlastní zpracování

Informace o analýze rozptylu závislé proměnné jsou zahrnuty v tabulce 4.6. Celkový součet čtverců je rozložen na vysvětlený součet čtverců regresním lineárním vztahem k nezávislým proměnným a reziduálním součtem čtverců. Pro model jsou provedeny odhady regresním modelem a také reziduální částí. Důležitou statistikou je tzv. F statistika, která vypovídá o statistické významnosti modelu. Tu lze porovnat s kritickou hodnotou pro F-test nebo je možné porovnat signifikanci s hladinou významnosti. Kritická hodnota pro F-test je 2,18. Z tabulky 4.6 je zřejmé, že model je statisticky významný na hladině významnosti 5 %.

Tabulka 4.6 ANOVA

Model		SS	df	MS	F	Sig.
1	Regrese	0,278	6	0,046	194,983	0,000 ^b
	Rezidua	0,027	113	0,000		
	Celkem	0,305	119			
a. Závislá proměnná: VA						
b. Nezávislé proměnné: (Konstanta), DJ, inf, VD, PX, DAX, ES						

Zdroj: Vlastní zpracování

Třetím výstupem odhadu metodou nejmenších čtverců je odhad regresních koeficientů, který je zobrazen v tabulce 4.7. Tato tabulka ilustruje výsledky a statistiky pro odhadnuté regresní parametry. Celkem je odhadnuto sedm regresních koeficientů včetně úrovně konstanty. Nejprve je proveden odhad nestandardizovaných regresních parametrů, přičemž jsou odhadnuty regresní koeficienty a směrodatná odchylka odhadu. Stejným způsobem jsou odhadnuty standardizované regresní koeficienty. Poslední dva sloupce jsou věnovány t-statistice, pomocí které je možné určit statistickou významnost regresních koeficientů a signifikanci.

Z tabulky 4.7 je zřejmé, že všechny odhadnuté regresní koeficienty jsou statisticky významné. Statistická významnost z tabulky 4.7 je zjištěna porovnáním signifikance s hladinou významnosti, která činí 5 %. U statisticky významných odhadů regresních koeficientů je signifikance nižší než hladina významnosti. Ke stejnému závěru dojdeme, porovnáme-li kritickou hodnotu pro t-test, která je 1,981, se statistikou pro t-test z níže

uvedené tabulky. Protože je testová statistika pro jednotlivé proměnné větší než kritická hodnota, regresní koeficienty jsou statisticky významné.

Z tabulky 4.7 jsou patrné hodnoty odhadnutých regresních koeficientů. Vypočtené hodnoty regresních koeficientů je možné interpretovat následovně. S růstem průměrné výnosnosti dluhopisových podílových fondů o 1 % se zvýší průměrná výnosnost akciových podílových fondů o 0,997 % za jinak nezměněných podmínek. Obdobná by byla interpretace i u ostatních finančních proměnných. Míra inflace se vyvíjí odlišně než finanční proměnné. Vzroste-li míra inflace o 1 %, průměrná výnosnost akciových podílových fondů klesne o 0,255 % ceteris paribus. Interpretace regresních koeficientů je vysvětlena v metodologické části práce v podkapitole 3.3.1. Všechny odhady regresních parametrů z tabulky 4.7 jsou v souladu s předpoklady o chování regresních koeficientů. Odhady regresních parametrů byly rovněž potvrzeny hypotézy uvedené v podkapitole 4.2.2.

Tabulka 4.7. Koeficienty

Model		Nest. koeficienty		St. koeficienty	t	Sig.
		Beta	Směrodatná odchylka	Beta		
1	(Konstanta)	0,002	0,002		0,926	0,356
	VD	0,997	0,165	0,187	6,053	0,000
	inf	-0,255	0,078	-0,094	-3,285	0,001
	PX	0,170	0,030	0,214	5,646	0,000
	DAX	0,172	0,072	0,206	2,393	0,018
	ES	0,254	0,081	0,290	3,139	0,002
	DJ	0,237	0,053	0,228	4,472	0,000
a. Závislá proměnná: VA						

Zdroj: Vlastní zpracování

Poslední částí výstupu odhadu modelu jsou reziduální statistiky, které jsou zachyceny v tabulce 4.8.

Tabulka 4.8 Reziduální statistiky

	Minimum	Maximum	Střední hodnota	St. odchylka	N
Predikovaná hodnota	-0,200	0,121	0,002	0,048	120
Rezidua	-0,048	0,050	0,000	0,015	120
St. predikovaná hodnota	-4,166	2,472	0,000	1,000	120
St. rezidua	-3,139	3,261	0,000	0,974	120
a. Závislá proměnná: VA					

Zdroj: Vlastní zpracování

V tabulce 4.8 jsou uvedeny deskriptivní statistiky pro odhadovanou hodnotu závislé proměnné, reziduální složku, standardizovanou predikovanou hodnotu závislé proměnné a standardizovanou reziduální složku.

Model 4.9 je vyhodnocen jako statisticky významný. Na základě výsledků z tabulky 4.7 jsou všechny odhadnuté regresní koeficienty modelu statisticky významné, proto je tento model použit k testování statistických problémů, z nichž jako první je testována multikolinearita. Během testování je prokázána multikolinearita a jsou vyloučeny proměnné DAX a ES, které ji způsobují. Z tohoto důvodu je nutné odhadnout nový model. Multikolinearita v modelu 4.9 je podrobněji popsána v podkapitole 4.6.1.

4.5.2 Druhý odhad modelu

Jak je výše uvedeno, po vyloučení akciových indexů DAX a ES je třeba odhadnout nový model. Nově odhadovaný model má tvar

$$VA_t = 0,002 + 1,049 \cdot VD_t + 0,252 \cdot PX_t + 0,591 \cdot DJ_t - 0,276 \cdot inf_t + \varepsilon_t. \quad (4.10)$$

Jako první z výstupů je zobrazeno shrnutí modelu, které je součástí tabulky 4.9. Podstatným ukazatelem je koeficient determinace, který se ve srovnání s prvním odhadovaným modelem snížil na hodnotu 0,846. Snížení koeficientu determinace bylo důsledkem vyloučení akciových indexů. Koeficient determinace je stále dostatečně vysoký, aby proměnné přispívaly k vysvětlení modelu. Důležitou statistikou je v tomto případě také DW statistika, jejíž vysoká hodnota signalizuje problémy s autokorelací reziduální složky.

Tabulka 4.9 Shrnutí modelu

Model	R	R ²	Adjusted R ²	St. chyba odhadu	DW
2	0,920 ^a	0,846	0,841	0,020	2,434
a. Nezávislé proměnné: (Konstanta), DJ, inf, VD, PX					
b. Závislá proměnná: VA					

Zdroj: Vlastní zpracování

Dalším výstupem je analýza rozptylu, která je zobrazena v tabulce 4.10. Na základě F-statistiky a signifikance, která je součástí analýzy ANOVA, je určena statistická významnost modelu. Pro určení statistické významnosti pomocí F-testu je vypočtena kritická hodnota ve výši 2,451. F-statistika je porovnána s kritickou hodnotou pro F-test. F-statistika převyšuje kritickou hodnotu a z toho plyne, že model je statisticky významný. Podobným způsobem se

postupuje při použití signifikance, která je porovnána s hladinou významnosti. Signifikance je nižší než hladina významnosti, což vypovídá o statistické významnosti modelu.

Tabulka 4.10 ANOVA

Model		SS	df	MS	F	Sig.
2	Regrese	0,258	4	0,065	158,296	0,000 ^b
	Rezidua	0,047	115	0,000		
	Celkem	0,305	119			
a. Závislá proměnná: VA						
b. Nezávislé proměnné: (Konstanta), DJ, inf, VD, PX						

Zdroj: Vlastní zpracování

V tabulce 4.11 jsou zachyceny odhady regresních parametrů spolu s t-statistikou a signifikancí. T-statistika a signifikance umožňují určení statistické významnosti regresních koeficientů stejným způsobem, jak je popsáno výše u statistické významnosti modelu 4.10. Kritická hodnota pro t-test je rovna hodnotě 1,981. Porovnáním kritické hodnoty t-testu s jednotlivými t-statistikami, které jsou uvedeny v tabulce 4.11, je zjištěna statistická významnost u všech regresních koeficientů. Na základě odhadnutých regresních koeficientů byly potvrzeny hypotézy o chování regresních koeficientů a hypotézy o vztahu závislé proměnné a jednotlivých nezávislých proměnných z podkapitoly 4.2.2.

Tabulka 4.11 Koeficienty

Model		Nest. koeficienty		St. koeficienty	t	Sig.
		Beta	Směrodatná odchylka	Beta		
2	Konstanta	0,002	0,003		0,604	0,547
	VD	1,049	0,213	0,197	4,918	0,000
	inf	-0,276	0,101	-0,102	-2,723	0,007
	PX	0,252	0,038	0,318	6,705	0,000
	DJ	0,591	0,047	0,569	12,445	0,000
a. Závislá proměnná: VA						

Zdroj: Vlastní zpracování

Posledním výstupem odhadu modelu metodou nejmenších čtverců je tabulka 4.12, ve které jsou uvedeny reziduální statistiky.

Tabulka 4.12 Reziduální statistiky

	Minimum	Maximum	Střední hodnota	St. odchylka	N
Predikovaná hodnota	-0,215	0,127	0,002	0,047	120
Rezidua	-0,052	0,073	0,000	0,020	120
St. predikovaná hodnota	-4,655	2,683	0,000	1,000	120
St. rezidua	-2,571	3,623	0,000	0,983	120
a. Závislá proměnná: VA					

Zdroj: Vlastní zpracování

Provedenými analýzami pomocí metody nejmenších čtverců je zjištěno, že model 4.10 je statisticky významný na hladině významnosti 5 %. Statistická významnost je potvrzena i u odhadnutých regresních koeficientů, z těchto důvodů je model vhodný k dalším analýzám. Vzhledem k vysoké hodnotě DW statistiky je jako první testována autokorelace reziduální složky. Jak vyplývá z podkapitoly 4.6.2, testováním autokorelace v modelu 4.10 je prokázána její přítomnost. Autokorelace je odstraněna Cochranne - Orcuttovou (CO) metodou. Aplikací CO metody vzniká nový model, který je opět odhadován metodou nejmenších čtverců.

4.5.3 Třetí odhad modelu

Použitím CO metody vzniká nový model, jenž má následující tvar

$$\begin{aligned}
 VACO_t = & 0,002 + 1,008 \cdot VDCO + 0,291 \cdot PXCO + \\
 & + 0,583 \cdot DJCO - 0,255 \cdot \inf CO + \varepsilon_t,
 \end{aligned}
 \tag{4.11}$$

kde $VACO$ je průměrná výnosnost akciových podílových fondů, $VDCO$ je průměrná výnosnost dluhopisových fondů, $PXCO$ je akciový index PX, $DJCO$ je akciový index DJ a $\inf CO$ je míra inflace. Odhadem pomocí metody nejmenších čtverců jsou získány čtyři výstupy jako v předchozích odhadech modelu.

První výstup je tabulka 4.13, která ilustruje základní statistiky pro model 4.11. Z tabulky je patrné, že došlo ke změně koeficientu determinace. Koeficient determinace je mírně navýšen na hodnotu 0,876, což je způsobeno aplikací CO metody. Významnou změnou je snížení DW statistiky, která z hodnoty 2,434 v modelu 4.10 klesla na hodnotu 2,121. Snížení DW statistiky je zapříčiněno použitím CO metody, pomocí které je autokorelace odstraněna.

Tabulka 4.13 Shrnutí modelu

Model	R	R ²	Adjusted R Square	St. chyba odhadu	DW
3	,936 ^a	0,876	0,872	0,01960	2,121
a. Nezávislé proměnné: (Konstanta), DJCO, infCO, VDCO, PXCO					
b. Závislá proměnná: VACO					

Zdroj: Vlastní zpracování

Dalším výstupem, který je charakterizován tabulkou 4.14, je analýza rozptylu. Analýza rozptylu umožňuje vyhodnotit statistickou významnost modelu dvěma způsoby, F-testem a pomocí signifikance. Na základě F-testu je model vyhodnocen jako statisticky významný, neboť testová statistika pro F-test z tabulky 4.14 je vyšší než kritická hodnota, která je rovna 2,451. Tento závěr je potvrzen i druhým způsobem statistické verifikace, protože signifikance, která je rovna nule, je nižší než hladina významnosti.

Tabulka 4.14 ANOVA

Model		SS	df	MS	F	Sig.
3	Regrese	0,310	4	0,077	201,589	,000 ^b
	Rezidua	0,044	114	0,000		
	Celkem	0,353	118			
a. Závislá proměnná: VACO						
b. Nezávislé proměnné: (Konstanta), DJCO, infCO, VDCO, PXCO						

Zdroj: Vlastní zpracování

Třetím a jedním z nejdůležitějších výstupů je odhad regresních koeficientů. Odhady regresních koeficientů jsou zobrazeny v tabulce 4.15. Použitím t-testu lze ověřit statistickou významnost regresních koeficientů. Vzhledem k tomu, že kritická hodnota pro t-test je nižší než t-statistiky regresních koeficientů, je t-testem prokázána statistická významnost regresních koeficientů. Statistická významnost regresních koeficientů je vyhodnocena i pomocí signifikance, což je zřejmé z tabulky 4.15. Rovněž je dokázáno, že se regresní koeficienty chovají podle hypotéz o chování regresních koeficientů. Stejně tomu je i u vztahů mezi závislou proměnnou a jednotlivými nezávislými proměnnými. Hypotézy o chování regresních parametrů a hypotézy o vztahu závislé proměnné a nezávislých proměnných jsou uvedeny v podkapitole 4.2.2.

Tabulka 4.15 Koeficienty

Model		Nest. Koeficienty		St. koeficienty	t	Sig.
		Beta	Směrodatná odchylka	Beta		
3	(Konstanta)	0,002	0,003		0,723	0,471
	VDCO	1,008	0,202	0,182	4,988	0,000
	infCO	-0,255	0,082	-0,107	-3,133	0,002
	PXCO	0,291	0,037	0,361	7,968	0,000
	DJCO	0,583	0,048	0,533	12,183	0,000
a. Závislá proměnná: VACO						

Zdroj: Vlastní zpracování

Posledním výstupem odhadu modelu 4.11 pomocí metody nejmenších čtverců jsou reziduální statistiky, které jsou ilustrovány v tabulce 4.16.

Tabulka 4.16 Reziduální statistiky

	Minimum	Maximum	Střední hodnota	St. odchylka	N
Predikovaná hodnota	-0,2451	0,1334	0,0021	0,05123	119
Rezidua	-0,04968	0,06143	0,00000	0,01926	119
Std. predikovaná hodnota	-4,825	2,563	0,000	1,000	119
St. Rezidua	-2,535	3,135	0,000	0,983	119
a. Závislá proměnná: VACO					

Zdroj: Vlastní zpracování

Analýzami, které jsou provedeny v modelu 4.11, je dokázáno, že model je jako celek statisticky významný. Tentýž závěr plyne pro všechny regresní koeficienty, jejichž statistická významnost je podložena nejen t-testem, ale také porovnáním signifikance a statistické významnosti. Z výše uvedených důvodů je model použit k testování ekonometrických problémů, kterým je věnována podkapitola 4.6.

4.6 Ekonometrická verifikace

V této kapitole jsou testovány ekonometrické jevy za použití odpovídajících metod. Nejprve je testována multikolinearita, u níž zjišťujeme závislost mezi vysvětlujícími proměnnými. Pro testování multikolinearity jsou použity orientační indikátory např. statistika tolerance, ale také přesnější nástroje jako F-test. Dalším testovaným jevem je autokorelace. Autokorelace není testována jen graficky, ale také pomocí DW testu. V práci je pro odstranění autokorelace použita CO metoda. Jedním z dalších testovaných jevů je heteroskedasticita. Pro analýzu heteroskedasticity je aplikován Whitův test spolu s grafickými nástroji. Následujícími testovanými jevy jsou specifikace a normalita náhodné složky. Specifikace modelu je

ověřována Ramsay RESET testem a pro testování normality je použit Kolmogorův - Smirnovův test. Specifikace a normalita jsou testovány také graficky. Výsledky testů jednotlivých ekonometrických problémů jsou v následujících podkapitolách interpretovány a jsou stanoveny závěry pro každý testovaný jev.

4.6.1 Multikolinearita

Multikolinearita vyjadřuje závislost mezi nezávislými proměnnými. V této podkapitole je testována multikolinearita ve třech modelech, které jsou odhadnuty metodou nejmenších čtverců. K testování multikolinearity jsou využity dva přesnější nástroje a dva orientační nástroje. Multikolinearita a metody pro její testování jsou blíže popsány v metodologické části práce v podkapitole 3.4.3.

Multikolinearita v prvním odhadovaném modelu

V modelu 4.9, který odpovídá výchozímu modelu pro tuto práci, jsou nejprve vyhodnoceny korelace mezi jednotlivými nezávislými proměnnými. Korelace jsou uvedeny v tab. 4.5, která je součástí podkapitoly 4.4. Vysoká a statisticky významná je korelace mezi akciovým indexem DAX a DJ. Jejich korelační koeficient dosahuje hodnoty 0,809. Vysokou korelaci vykazují akciové indexy ES a DJ, u kterých je korelační koeficient roven 0,829. Nejvyšší závislost se vyskytuje mezi akciovým indexem DAX a ES, jejichž korelační koeficient činí 0,944. Naopak nízká korelace se vyskytuje mezi indexem PX a ostatními akciovými indexy a výnosností dluhopisových fondů, kde korelační koeficient nepřesahuje hodnotu 0,639. Všechny zmíněné korelace jsou statisticky významné na hladině významnosti 0,01. První tři uvedené párové korelace překračují hranici 0,8, což vypovídá o silné multikolinearitě.

Pro ověření multikolinearity mezi vysvětlujícími proměnnými je proveden F-test a vícenásobný koeficient korelace. F-test je zobrazen v tabulce 4.17. Z tabulky 4.17 vyplývá, že multikolinearita je přítomna celkem u osmi dvojic proměnných. Multikolinearita je určena porovnáním F-statistik jednotlivých dvojic a kritické hodnoty pro F-test. Je-li F-statistika vyšší než kritická hodnota pro F-test, pak je multikolinearita potvrzena. Nejsilnější multikolinearita se objevuje ve dvojici proměnných DAX – ES. Silnou multikolinearitu vykazují dvojice ES – DJ a DAX – DJ. Slabá multikolinearita existuje u dvojic PX – ES, PX – DAX, PX – DJ, VD – PX a VD – ES.

Tabulka 4.17 F-test

F-statistiky pro jednotlivé dvojice								F-krit
VD-inf	VD-PX	VD-ES	VD-DJ	inf-PX	inf-ES	inf-DJ	PX-ES	2,180
0,144	3,503	2,445	1,974	0,785	0,818	0,760	12,997	
PX-DJ	ES-DJ	VD-DAX	inf-DAX	PX-DAX	DAX-ES	DAX-DJ		
10,109	41,383	1,652	0,638	11,103	154,165	35,674		

Zdroj: Vlastní zpracování

Multikolinearita je testována vícenásobným koeficientem korelace, kterým je hodnocen vliv ostatních vysvětlujících proměnných na konkrétní vysvětlující proměnnou pomocí koeficientu determinace. Z tabulky 4.18 je zřejmé, že proměnnou, která nejvíce způsobuje multikolinearitu, je akciový index ES. Vícenásobný koeficient korelace pro index ES činí 108,446. V porovnání s kritickou hodnotou je zde viditelný značný rozdíl. Z toho plyne, že akciový index ES je významně ovlivňován ostatními vysvětlujícími proměnnými. Další problémovou proměnnou je index DAX, který je také silně ovlivňován ostatními vysvětlujícími proměnnými. Slabá multikolinearita je prokázána u akciových indexů DJ a PX.

Tabulka 4.18 Vícenásobný koeficient korelace

Vícenásobný koeficient korelace						F-krit
VD	inf	PX	DJ	ES	DAX	
0,790	0,064	6,086	22,029	108,446	90,766	2,294

Zdroj: Vlastní zpracování

Multikolinearitu je možné ověřit i pomocí statistiky tolerance a faktoru změny variability, které ale slouží především jako orientačními indikátory. Z tabulky 4.19 plyne, že nejsilnější multikolinearita se vyskytuje u akciového indexu ES. U indexu ES je hodnota statistiky tolerance menší než 0,1 a hodnota faktoru změny variability je vyšší než 10. V případě indexu ES je u obou metod překročena daná hraniční hodnota, proto je u indexu ES potvrzena velmi silná multikolinearita.

Tabulka 4.19 Statistika tolerance a faktor změny variability

Model		TOL	VIF
1	VD	0,817	1,224
	inf	0,947	1,056
	PX	0,541	1,849
	DAX	0,106	9,478
	ES	0,091	10,940
	DJ	0,299	3,345

Zdroj: Vlastní zpracování

Z výsledků F-testu vyplývá, že nejproblematictějšími proměnnými jsou index ES a index DAX, které působí na ostatní vysvětlující proměnné nežádoucím způsobem. Tato skutečnost je potvrzena vícenásobným koeficientem korelace, jehož velmi vysoká hodnota pro index ES a index DAX signalizuje silnou multikolinearitu. Oba výše uvedené závěry jsou ověřeny i statistikou tolerance a faktorem změny variability. Na základě těchto výsledků jsou z modelu 4.9 vyloučeny akciové indexy DAX a ES. Jak je uvedeno v tabulce 4.4 představující korelační matici, ostatní vysvětlující proměnné mezi sebou vykazují nízkou závislost, u níž hodnota korelačního koeficientu nepřekračuje hraniční hodnotu 0,8. Proto nejsou vyhodnoceny jako proměnné způsobující multikolinearitu a jsou v modelu 4.9 ponechány.

Multikolinearita v druhém odhadovaném modelu

V modelu 4.10 je pro podezření výskytu autokorelace testována jako první autokorelace reziduální složky, která je v modelu prokázána. Vzhledem k tomu, že autokorelace je odstraněna CO metodou, při které je model 4.10 transformován a vzniká z něj nový model 4.11, není třeba v modelu 4.10 multikolinearitu ani další ekonometrické problémy testovat.

Multikolinearita ve třetím odhadovaném modelu

Pro posouzení závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými v modelu 4.11 jsou nejprve vyhodnoceny korelačními koeficienty v korelační matici, která je zobrazena v tabulce 4.20. Nejvyšší závislost je patrná mezi indexem PX a DJ, která je ve výši 0,648. Ostatní závislosti mezi proměnnými jsou nižší. Korelace mezi průměrnou výnosností dluhopisových fondů a indexem PX dosahuje hodnoty 0,418 a korelace mezi průměrnou výnosností dluhopisových fondů a indexem DJ činí 0,338. Ostatní závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými jsou nízké.

Tabulka 4.20 Korelační matice proměnných v modelu 4.11

		VACO	VDCO	infCO	PXCO	DJCO
VACO	rx _{xy}	1	,524**	-,333**	,806**	,853**
VDCO	rx _{xy}	,524**	1	-0,107	,418**	,338**
infCO	rx _{xy}	-,333**	-0,107	1	-,228*	-,233*
PXCO	rx _{xy}	,806**	,418**	-,228*	1	,648**
DJCO	rx _{xy}	,853**	,338**	-,233*	,648**	1
** Korelace je statisticky významná na hladině významnosti 0.01.						
* Korelace je statisticky významná na hladině významnosti 0.05.						

Zdroj: Vlastní zpracování

Na základě F-testu, jehož výsledky jsou uvedeny v tabulce 4.21, je testována závislost mezi nezávislými proměnnými. Porovnáním F-statistik a kritické hodnoty pro F-test je zjištěno, že se multikolinearita vyskytuje u dvojic VDCO – PXCO a PXCO – DJCO.

Tabulka 4.21 F-test

F-statistiky pro jednotlivé dvojice						F-krit
VDCO-infCO	VDCO-PXCO	VDCO-DJCO	infCO-PXCO	infCO-DJCO	PXCO-DJCO	
0,218	3,987	2,429	1,033	1,081	13,633	2,451

Zdroj: Vlastní zpracování

Testováním multikolinearity pomocí vícenásobného koeficientu korelace jsou potvrzeny výsledky F-testu. Jak je patrné z tabulky 4.22, je prokázáno, že vícenásobný koeficient korelace proměnných PXCO a DJCO je vyšší než kritická hodnota a že tyto dvě proměnné způsobují multikolinearitu.

Tabulka 4.22 Vícenásobný koeficient korelace

Vícenásobný koeficient korelace				F-krit
VDCO	infCO	PXCO	DJCO	
1,328	0,163	10,810	8,795	2,683

Zdroj: Vlastní zpracování

Výsledky výše uvedených metod jsou ověřeny statistikou tolerance a faktorem změny variability. Statistika tolerance a faktor změny variability vyjadřují u proměnných PXCO a DJCO slabou závislost, jejichž hodnoty nepřesahují hraniční hodnoty pro tyto metody. Hodnoty statistiky tolerance a faktoru změny variability jsou zobrazeny v tabulce 4.23.

Tabulka 4.23 Statistika tolerance a faktor změny variability

Model		TOL	VIF
3	VDCO	0,817	1,224
	infCO	0,935	1,069
	PXCO	0,531	1,885
	DJCO	0,568	1,761

Zdroj: Vlastní zpracování

Přestože v modelu 4.11 je F-testem a vícenásobným koeficientem korelace prokázána multikolinearita mezi proměnnými PXCO a DJCO, nejsou PXCO a DJCO vyhodnoceny jako proměnné způsobující multikolinearitu a jsou v modelu ponechány. Důvodem je to, že je mezi nimi slabá závislost ve srovnání s multikolinearitou u proměnných DAX a ES v modelu 4.9.

Hodnota korelačního koeficientu PXCO a DJCO je relativně nízká, nepřekračuje hraniční hodnotu 0,8 a obě proměnné významně ovlivňují závislou proměnnou.

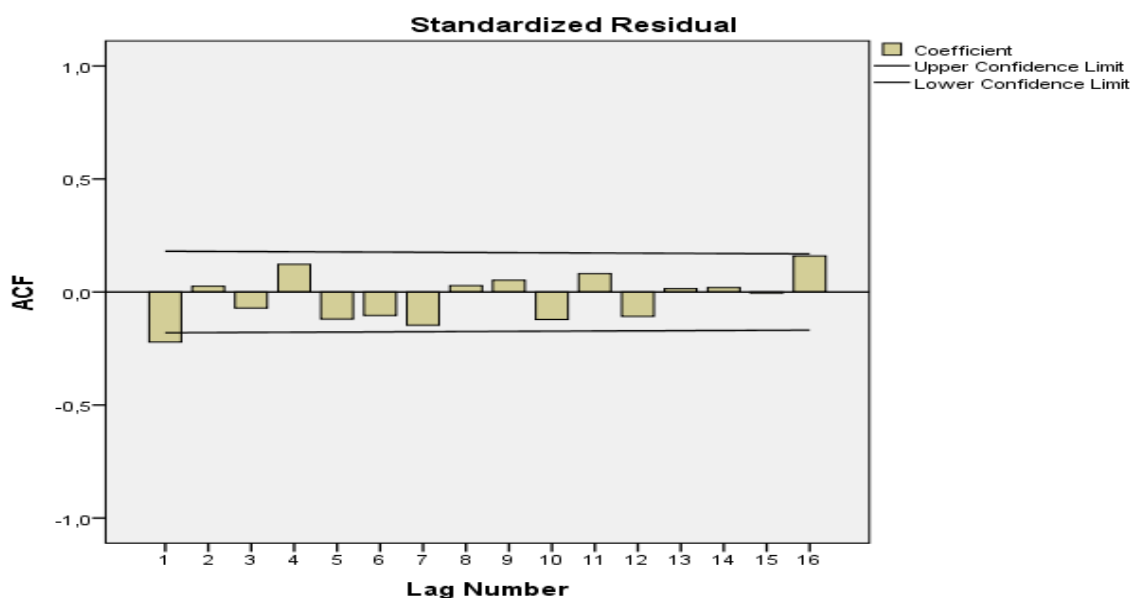
4.6.2 Autokorelace

Při testování autokorelace zjišťujeme, jestli je reziduální složka závislá na svých zpožděných hodnotách. Autokorelace je testována v modelech 4.10 a 4.11. Pro testování autokorelace jsou používány grafické nástroje jako bodové grafy, liniové grafy, autokorelační graf a parciální autokorelační graf. Autokorelace je ověřována statistickým testem, neboť pouze pomocí grafických nástrojů není možné autokorelaci prokázat.

Autokorelace v druhém odhadovaném modelu

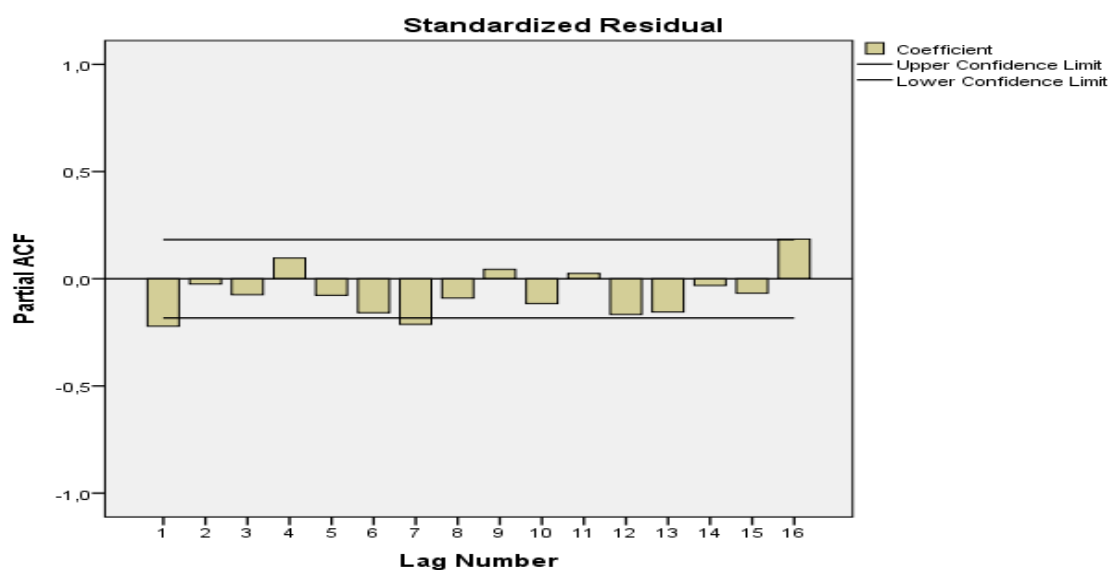
V modelu 4.10 vypovídá vyšší hodnota DW statistiky o potížích s autokorelací reziduální složky. Grafickými nástroji je ověřeno, že v modelu 4.10 se vyskytuje autokorelace. Je to patrné zejména z autokorelačního grafu 4.2 a parciálního autokorelačního grafu 4.3. V grafech 4.2 a 4.3 je zachycena autokorelace prvního řádu. Záporná hodnota prvního řádu mírně překračuje konfidenční interval, z čehož plyne, že se jedná o negativní autokorelaci prvního řádu.

Graf 4.2 Autokorelační graf



Zdroj: Vlastní zpracování

Graf 4.3 Parciální autokorelační graf



Zdroj: Vlastní zpracování

Autokorelace je také posuzována v bodovém a liniovém grafu, které jsou součástí přílohy č. 8. V bodovém grafu P 8.1 jsou sice standardizovaná rezidua rozmístěna v 95 % konfidenčním intervalu, ale jsou shlukována v určitých místech, a tudíž zahrnují systematické změny. Obdobný vývoj je viditelný i v liniovém grafu P 8.2, ve kterém se nachází standardizovaná rezidua v 95 % konfidenčním intervalu, ale nevyskytují se náhodně kolem průměrné nulové úrovně. V bodovém a liniovém grafu je dokázáno, že v modelu 4.10 je přítomna autokorelace reziduální složky.

Grafické nástroje nejsou dostačující k prokázání výskytu autokorelace, proto je proveden Durbin – Watsonův test. DW statistika je vypočtena za použití programu SPSS a její hodnota je 2,434. Dále jsou zjištěny kritické hodnoty d-rozdělení, kterými jsou dL a dU a dále jsou zjištěny hodnoty $4 - dU$ a $4 - dL$. Kritické hodnoty dL a dU jsou získány z webové stránky web.stanford.edu. Přítomnost autokorelace určujeme způsobem, který je uveden v podkapitole 3.4.2 v metodologické části práce. DW statistika se nachází v oblasti negativní autokorelace, protože je vyšší než hodnota $4 - dL$, která činí 2,366. Z toho vyplývá, že je zamítnuta nulová hypotéza o neautokorelovanosti reziduální složky. Hodnoty pro DW test jsou ilustrovány v tabulce 4.24.

Tabulka 4.24 DW test

DW statistika	dL	dU	4 - dU	4 - dL
2,434	1,63394	1,77146	2,22854	2,36606

Zdroj: Vlastní zpracování

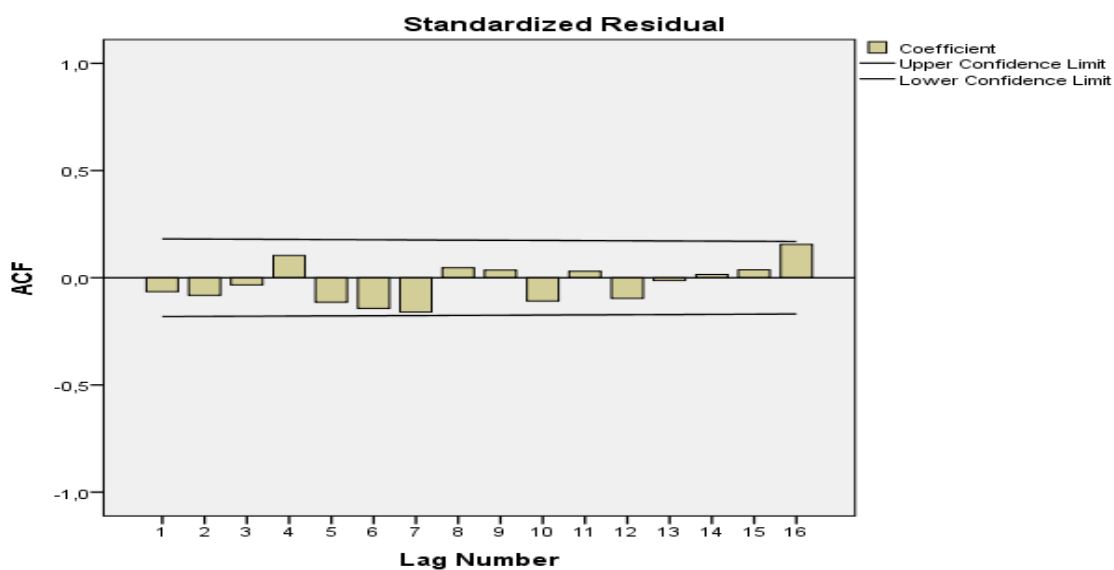
Autokorelace je odstraněna CO metodou, která je popsána v podkapitole 3.4.2 v metodologické části práce.

Autokorelace ve třetím odhadovaném modelu

Pro odstranění autokorelace, která se nachází v modelu 4.10, je aplikována CO metoda. Použitím CO metody vzniká model 4.11, ve kterém je autokorelace opět testována. Testování je uskutečněno pomocí grafů a DW testu.

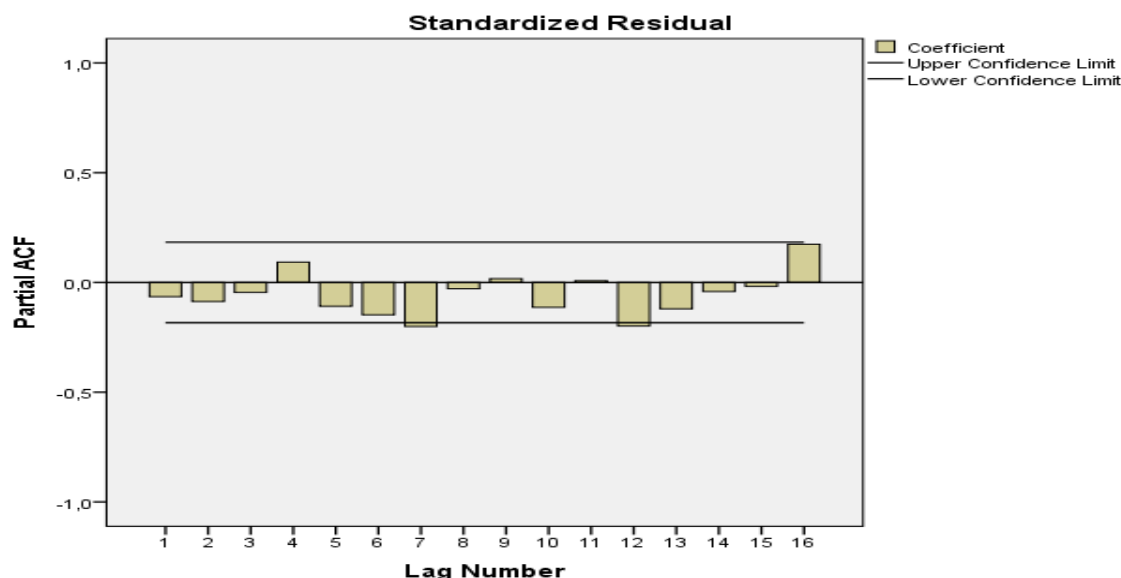
Autokorelace je testována grafickými nástroji. K jejímu testování jsou znovu použity autokorelační graf a parciální autokorelační graf. Z grafu 4.4 a z grafu 4.5 je zřejmé, že autokorelace prvního řádu je aplikací CO metody zcela odstraněna.

Graf 4.4 Autokorelační graf



Zdroj: Vlastní zpracování

Graf 4.5 Parciální autokorelační graf



Zdroj: Vlastní zpracování

Dalšími grafy pro testování autokorelace jsou bodový graf a liniový graf, které jsou uvedeny v příloze č. 9. V bodovém grafu P 9.1 jsou standardizovaná rezidua rozmístěna náhodně v konfidenčním intervalu 95 %. Stejným způsobem se vyvíjí standardizovaná rezidua v liniovém grafu P 9.2, kde jsou rozmístěna náhodně v 95 % konfidenčním intervalu a zároveň se pohybují náhodně kolem nulové úrovně. Z grafů P 9.1 a P 9.2 plyne, že se autokorelace v modelu 4.11 nevyskytuje.

Pro ověření grafické analýzy je autokorelace testována DW testem. DW statistika je vypočtena ve výši 2,121. Ve srovnání s DW statistikou v modelu 4.10 došlo k jejímu výraznému snížení. Zjištěny jsou kritické hodnoty d – rozdělení dL a dU . Pomocí kritických hodnot jsou dopočítány hodnoty $4 - dU$ a $4 - dL$. Hodnoty pro DW test jsou zachyceny v tabulce 4.25. DW testem je vyhodnocena nepřítomnost autokorelace v modelu 4.11.

Tabulka 4.25 DW test

DW statistika	dL	dU	$4 - dU$	$4 - dL$
2,121	1,63212	1,77085	2,22915	2,36788

Zdroj: Vlastní zpracování

DW testem je prokázáno, že autokorelace je CO metodou odstraněna a v modelu 4.11 se nenachází. Tento závěr byl stanoven na základě zamítnutí alternativní hypotézy o

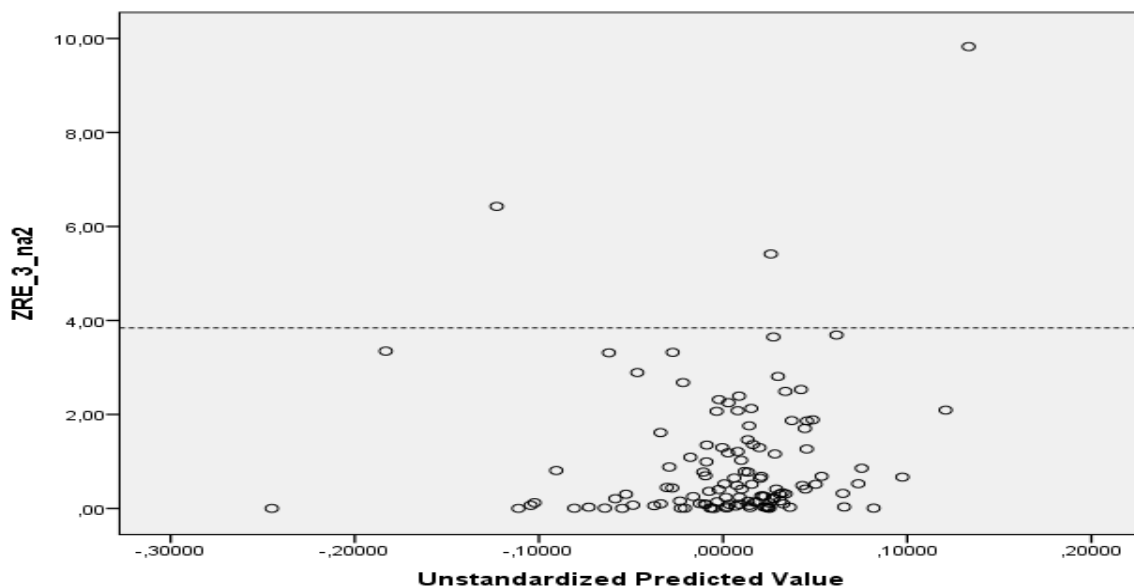
autokorelovanosti reziduální složky v DW testu. Model 4.11 je proto dále použit k testování ostatních ekonometrických jevů.

4.6.3 Heteroskedasticita

Během testování heteroskedasticity zjišťujeme, zda má náhodná složka konstantní a konečný rozptyl. Testování heteroskedasticity probíhá v modelu 4.11. Pro testování heteroskedasticity jsou využity bodové grafy a Whiteův test.

Grafická analýza je provedena pomocí bodového grafu, ve kterém je demonstrován vývoj druhé mocniny standardizované reziduální složky v závislosti na predikované vysvětlované proměnné. V grafu 4.6 se většina hodnot standardizované reziduální složky vyskytuje v konfidenčním intervalu $<0;1,96^2>$. Standardizované reziduální složky vykazují systematické změny a nejsou v konfidenčním intervalu rozmístěny náhodně. Z grafu 4.6 vyplývá, že v modelu 4.11 se vyskytuje heteroskedastita. Heteroskedasticitu lze graficky analyzovat také zobrazením vývoje druhé mocniny standardizované reziduální složky v závislosti na jednotlivých vysvětlujících proměnných. Tyto grafy jsou uvedeny v příloze č. 10. Ze všech grafů v příloze č. 10 je zřejmý stejný závěr jako z grafu 4.6. V modelu 4.11 je zjištěna heteroskedasticita.

Graf 4.6 Vývoj standardizovaných reziduí ve vztahu k predikované závislé proměnné



Zdroj: Vlastní zpracování

Výsledky grafické analýzy jsou ověřeny Whiteovým testem, ve kterém odhadujeme druhou mocninu nestandardizované reziduální složky. Whiteův test je blíže charakterizován

v podkapitole 3.4.1. Testová statistika pro Whiteův test je ve výši 52,003. Porovnáme-li ji s kritickou hodnotou Whiteova testu, která odpovídá hodnotě 23,685, pak zamítáme nulovou hypotézu o homoskedasticitě. Vyšší testová statistika Whiteova testu než kritická hodnota pro tento test znamená zamítnutí nulové hypotézy a výskyt heteroskedasticity v modelu.

Heteroskedasticita je zapříčiněna odlehlými a extrémními hodnotami ve výchozím modelu, které jsou podrobněji popsány v podkapitole 4.3.2. Výskyt odlehlých a extrémních hodnot je způsoben volatilitou finančních proměnných. Jak je uvedeno v podkapitole 4.3.2, odlehlé a extrémní hodnoty není možné odstranit, proto zůstávají ve výchozím modelu. Heteroskedasticitu lze obecně odstranit odstraněním odlehlých a extrémních hodnot, což v tomto případě není možné. Heteroskedasticita je v modelu 4.11 důsledkem přítomnosti odlehlých a extrémních hodnot, proto je v modelu tolerována.

4.6.4 Specifikace modelu

Specifikací modelu je testováno, zda je model jako celek funkční a zda obsahuje vhodné proměnné, které model tvoří. Pro testování specifikace v modelu 4.11 je aplikován Ramsay RESET test. Ramsay RESET test spočívá v zahrnutí druhé a třetí mocniny závislé proměnné do testovaného modelu. Specifikace modelu je testována nejprve graficky a poté je použit statistický test.

Graficky je analyzována reziduální složka ve stejném liniovém grafu, který používán pro grafickou analýzu autokorelace. Sledováno je rozmístění reziduální složky v konfidenčním intervalu 95 % a její náhodný vývoj bez systematických změn. Z grafu P 9.2 v příloze č. 9 vyplývá, že se standardizovaná rezidua vyskytují v konfidenčním intervalu náhodně a nevykazují systematické změny. Splnění uvedených podmínek svědčí o správné specifikaci modelu.

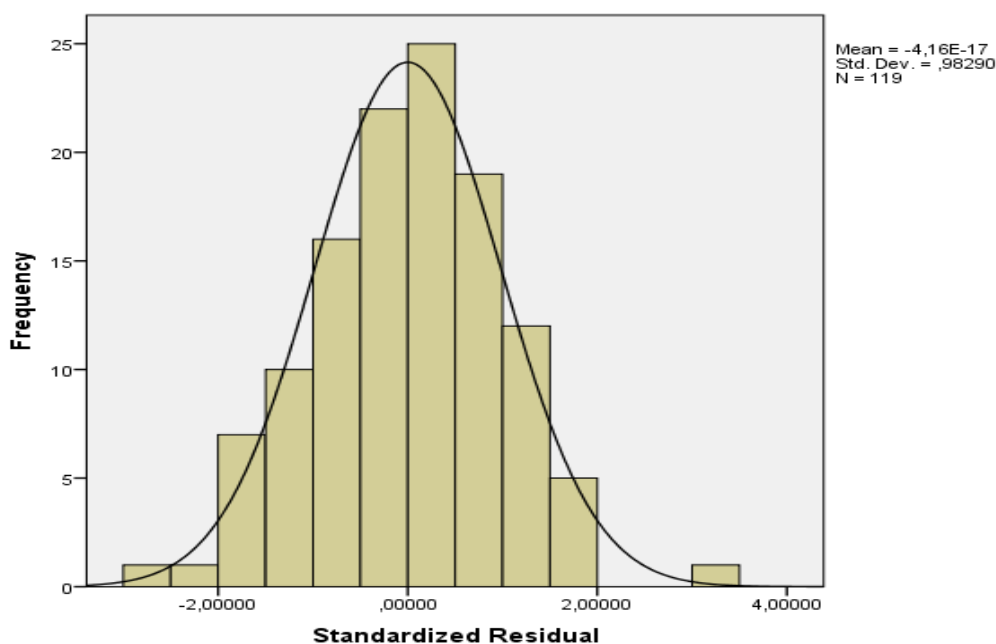
Závěry grafické analýzy jsou prokázány Ramsay RESET testem. Testová statistika pro Ramsay RESET test dosahuje hodnoty 0,455. Porovnáním testové statistiky s kritickou hodnotou ve výši 3,077 je zjištěno, že kritická hodnota převyšuje testovou statistiku a že model je správně specifikován. Správná specifikace znamená, že v modelu nechybí žádná podstatná vysvětlující proměnná, která má vliv na závislou proměnnou. Stejně tak model neobsahuje žádné vysvětlující proměnné, které nepřispívají k vysvětlení modelu.

4.6.5 Normalita reziduální složky

Normalita reziduální složky je jeden z předpokladů metody nejmenších čtverců pro vícerozměrný lineární model. Testováním normality je zjišťováno, zda se reziduální složka chová podle normálního rozdělení. Normalita je testována v modelu 4.11 graficky pomocí histogramu a PP a QQ grafů. Výsledky grafické analýzy jsou ověřeny Kolmogorovým – Smirnovovým testem.

V grafu 4.7 je vidět, že reziduální složka z modelu 4.11 se chová podle normálního rozdělení, protože kopíruje Gausovu křivku hustoty pravděpodobnosti. Z histogramu vyplývá, že nedochází k vychýlení četností. Normální rozdělení je dokumentováno také PP a QQ grafy, které jsou součástí přílohy č. 11. V PP grafu P 11.1 a QQ grafu P 11.2 je patrný ideální vývoj standardizovaných reziduí na ose 45°.

Graf 4.7 Histogram standardizovaných reziduí



Zdroj: Vlastní zpracování

Závěry grafické analýzy jsou prokázány pomocí Kolmogorova – Smirnovova testu. Pro Kolmogorův test je vypočtena testová statistika, která činí 0,513. Porovnáním testové statistiky a kritické hodnoty normálního rozdělení, která je ve výši 1,96, je přijata nulová hypotéza o normalitě reziduální složky. Ke stejnému výsledku lze dojít porovnáním p – hodnoty ve výši 0,2 s hladinou významnosti 5 %. Na základě Kolmogorova – Smirnovova testu je prokázána normalita reziduální složky v modelu 4.11.

4.7 Ekonomická verifikace

Ekonomickou verifikací modelu je hodnocen výsledný model. Hodnocen je koeficient determinace, který vyjadřuje vypovídací schopnost modelu a jsou interpretovány odhadnuté regresní koeficienty. Dále je věnována pozornost stanoveným hypotézám a hypotézám o chování regresních koeficientů.

Metodou nejmenších čtverců je odhadnut výsledný model, kterým je model 4.11. Model 4.11 je možné zapsat vztahem

$$\begin{aligned} VACO_t = & 0,002 + 1,008 \cdot VDCO + 0,291 \cdot PXCO + \\ & + 0,583 \cdot DJCO - 0,255 \cdot infCO + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (4.12)$$

Model má vysokou vypovídací schopnost, neboť koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,876. Z toho vyplývá, že variabilita vysvětlované proměnné je vysvětlena z 87,6 % lineární závislostí na vysvětlujících proměnných a jen 12,4 % je obsaženo v reziduální složce.

V modelu jsou interpretovány odhadnuté regresní koeficienty. Regresní koeficient pro průměrnou výnosnost dluhopisových podílových fondů je interpretován následovně. Vzroste-li VDCO o 1 %, pak se VACO zvýší o 1,008 % ceteris paribus. Přičemž kladná hodnota odhadnutého regresního koeficientu je v souladu s hypotézou o chování regresních koeficientů.

Další nezávislou proměnnou je index PXCO. Zvýší-li se PXCO o 1 %, pak VACO vzroste o 0,291 % ceteris paribus. Hodnota odhadnutého regresního koeficientu je kladná a odpovídá hypotéze o chování regresních koeficientů.

Hodnota odhadovaného regresního koeficientu pro index DJCO se vyvíjí dle hypotéz o chování regresních koeficientů. Index DJCO je interpretován takto. Pokud vzroste DJCO o 1 %, pak se VACO zvýší o 0,583 % ceteris paribus.

Míra inflace se jako jediná z proměnných v modelu vyvíjí odlišným způsobem, ale záporná hodnota jejího odhadnutého regresního koeficientu je v souladu s hypotézami o chování regresních koeficientů. Zvýší-li infCO o 1 %, pak VACO klesne o 0,255 % ceteris paribus.

Všechny odhadnuté regresní koeficienty odpovídají hypotézám o chování regresních koeficientů. Stejně je tomu i u hypotéz o vývoji nezávislých proměnných, které se vyvíjí v souladu s těmito hypotézami z podkapitoly 4.2.2.

4.8 Shrnutí

Na začátku praktické části je uveden cíl práce a její struktura. Cílem práce je zhodnotit vliv vybraných faktorů na výnosnost podílových fondů v ČR. Dále jsou představeny vstupní data, ze kterých jsou postupně vybrána data s nejvyšším vlivem na závislou proměnnou. Ze vstupních dat je zvolen model na základě určitých podmínek, který je tvořen nejvhodnější kombinací proměnných. Pro vybraný model, kterým je model 4.8, jsou stanoveny hypotézy o vývoji proměnných a hypotézy o chování regresních koeficientů.

V následující části práce jsou analyzovány časové řady. Graficky jsou analyzovány všechny proměnné modelu, jejichž grafy jsou součástí přílohy č. 5. Analyzovány jsou také chybějící, extrémní a odlehlé hodnoty časových řad. V modelu se nevyskytují žádné chybějící hodnoty, za to je potvrzen výskyt odlehlých a extrémních hodnot. Odlehlé a extrémní hodnoty není možné odstranit, zůstávají proto v modelu. Samostatnou kapitolou je korelační matice proměnných, na základě které jsou popsány lineární závislosti průměrné výnosnosti akciových podílových fondů na jednotlivých vysvětlujících proměnných.

Další částí práce je odhad modelu a odhad regresních parametrů. Celkem jsou v práci odhadnuty tři modely, ze kterých poslední vznikl aplikací CO metody. Třetí odhadnutý model 4.11 je výsledným modelem, v němž jsou testovány všechny ekonometrické problémy. Všechny odhadnuté modely a odhadnuté regresní koeficienty jsou statisticky verifikovány.

Rozsáhlou částí práce je ekonometrická verifikace, která znamená testování ekonometrických problémů v modelech. Ve všech třech modelech je testována multikolinearita. V prvním modelu je multikolinearita potvrzena, z tohoto důvodu je odhadnut druhý model. V druhém odhadnutém modelu nebyla vyhodnocena přítomnost multikolinearity, proto následovalo testování autokorelace.

Autokorelace je prokázána v druhém odhadovaném modelu DW testem, pro její odstranění je využita CO metoda. Použitím CO metody vzniká nový model, kterým je model 4.11. V modelu 4.11 je autokorelace CO metodou odstraněna. V modelu 4.11 je opět

testována multikolinearita, jejíž výskyt se neprokázal. Následuje proto testování dalších ekonometrických jevů.

Testováním heteroskedasticity je zjištěna její přítomnost, a to jak z grafických nástrojů, tak DW testem. Heteroskedasticitu způsobují odlehlé a extrémní hodnoty, které ale není možné odstranit. Proto je heteroskedasticita v modelu tolerována. Odlehlé a extrémní hodnoty jsou spojeny s volatilitou finančních proměných.

Poslední dva testované ekonometrické jevy jsou specifikace modelu a normalita reziduální složky. Testováním specifikace Ramsay RESET testem je prokázáno, že model je správně specifikován. Normalita reziduí je testována Kolmogorovým – Smirnovovým testem, z jehož výsledků je potvrzena normalita reziduální složky.

Praktická část diplomové práce vychází ze studie *The Determinants of Mutual Fund Performance: A Cross – Country Study*, která je uvedena v podkapitole 2.4. Ve srovnání se studií jsou v diplomové práci použity rozdílné proměnné. Důvodem je omezený přístup k datům. Ve studii je čerpáno z nejrůznějších databází, zatímco v diplomové práci jsou zdrojem veřejné databáze. Jedinou proměnnou, která je součástí studie i diplomové práce, je doba existence fondu. Pro účely diplomové práce je tato proměnná upravena a je vytvořena průměrná doba existence podílových fondů. Vzhledem k rozdílným proměnným není možné výsledky studie srovnat s výsledky diplomové práce. Ve studii a v diplomové práci je pro analýzu dat použit lineární regresní model. Dalším rozdílem je zaměření studie na fondy z celého světa. V diplomové práci jsou řešeny pouze akciové podílové fondy poskytující služby v České republice.

5 Závěr

Kolektivní investování představuje zajímavé téma, které je v poslední době velmi aktuální. Největší pozornost je obvykle věnována výnosnosti fondů a veličinám, které na ni mají vliv. Dokazuje to mnoho studií, které byly na toto téma zpracovány, přičemž v této práci bylo čerpáno zejména ze Ferreira, Miguel, Ramos (2007). Ve studiích zaměřených na dané téma byl zkoumán vliv nejrůznějších veličin na výnosnost podílových fondů. Autoři ve studiích analyzovali velké množství proměnných, které pochází z různých oblastí. Analyzovány byly podílové fondy z různých zemí, v některých studiích byly součástí analýzy i fondy z celého světa. Cílem diplomové práce bylo zhodnotit vliv vybraných faktorů na výnosnost podílových fondů, a to na českém kapitálovém trhu.

Kolektivní investování rok od roku upevňuje svou pozici na finančním trhu v České republice. Tato skutečnost byla prokázána na základě dat, která byla zveřejněna Českou národní bankou, Ministerstvem financí ČR (dále jen MF ČR) a Asociací pro kapitálový trh (dále jen AKAT). Z dat České národní banky vyplynulo, že počet investičních fondů v čase narůstal a stejný vývoj je patrný u fondů kolektivního investování. Došlo k tomu z důvodu vyšší poptávky po investičních službách. Objem spravovaného majetku ve finančních skupinách AKAT se v letech 2013 až 2016 zvyšoval, jak je uvedeno Ministerstvem financí ČR ve Zprávě o vývoji finančního trhu z roku 2016. Investiční společností z finanční skupiny AKAT, která spravovala největší objem majetku, je Generali Investments CEE. Z tiskové zprávy Asociace pro kapitálový trh bylo zjištěno, že největší meziroční nárůst v letech 2016 až 2017 vykázaly fondy fondů, zatímco meziroční pokles se projevil u fondů peněžního trhu.

Ze Zprávy o vývoji finančního trhu z roku 2016 vyplynulo, že Češi jsou velmi konzervativní investoři. Svědčí o tom podíl netermínovaných vkladů na celkovém objemu úspor domácností alokovaných na finančním trhu v roce 2016, který činil 47,4 %. Ve srovnání s investičními fondy je zde značný rozdíl, protože podíl investičních fondů na celkovém objemu úspor domácností v témže roce byl 11,6 %. Důvodem vyšších preferencí netermínovaných vkladů může být nedostupnost současných finančních produktů v době komunistického režimu. Produkty jako investiční fondy neexistovaly a lidé si na ně zvykají pomaleji. Dalším důvodem mohou být negativní zkušenosti s finančními podvody v 90. letech minulého století.

Praktická část práce vychází z výše uvedené studie. U osmnácti proměnných, které tvoří vstupní data diplomové práce, byla nejdříve provedena korelační analýza. Sledovány byly korelační koeficienty mezi průměrnou výnosností akciových podílových fondů a ostatními proměnnými. Nejvyšší korelační koeficienty vykazovaly finanční proměnné, u kterých byl nalezen nejvyšší korelační koeficient u indexu ES. U proměnných týkajících se fondů, kterými byly průměrná doba existence akciových fondů a průměrná doba existence dluhopisových fondů, byl zjištěn velmi nízký korelační koeficient. Ve srovnání se studií byly zjištěny rozdílné výsledky. V diplomové práci byla objevena pozitivní lineární závislost mezi závislou proměnnou a průměrnou dobou existence akciových fondů. Naopak ve studii byla prokázána negativní lineární závislost. Příčinou odlišného vývoje může být rozdílné geografické zaměření a jiné podmínky na finančních trzích. Nejvyšší korelační koeficient z ekonomických proměnných se vyskytl u míry inflace. Korelační koeficient u míry nezaměstnanosti neodpovídá ekonomickému předpokladu. U míry nezaměstnanosti se očekává negativní lineární závislost a v diplomové práci byla zjištěna pozitivní lineární závislost. Příčinou může být míra nezaměstnanosti, která odráží nezaměstnanost všech obyvatel bez ohledu na vzdělání. Předpokládá se, že do podílových fondů investují převážně lidé s vyšším vzděláním. Jejich míra nezaměstnanosti je nižší, a proto lze očekávat, že i přes rostoucí míru nezaměstnanosti budou do fondů investovat, čímž se míra výnosnosti fondů zvýší.

Na základě stanovených podmínek byly vybrány nezávislé proměnné do modelu. Vznikl výchozí model, ve kterém závislou proměnnou byla průměrná výnosnost akciových podílových fondů a nezávislými proměnnými byly průměrná výnosnost dluhopisových podílových fondů, index PX, index DAX, index ES, index DJ a míra inflace. V modelu byly zjištěny odlehlé a extrémní hodnoty, které u finančních proměnných nebylo možné odstranit. Přítomnost odlehlých a extrémních hodnot byla u finančních proměnných způsobena jejich volatilitou. Odlehlé a extrémní hodnoty časových řad byly v modelu ponechány.

Pro vybrané proměnné tvořící analyzovaný model byla vytvořena korelační matice. Z korelační matice vyplynulo, že mezi závislou proměnnou a nezávislými finančními proměnnými existuje pozitivní lineární závislost. Závislá proměnná a finanční proměnné se vyvíjely stejným způsobem. Odlišný vývoj byl odhalen u míry inflace, která se vyvíjela opačným způsobem než závislá proměnná. Mezi závislou proměnnou a mírou inflace se vyskytovala negativní lineární závislost. V práci byly odhadovány celkem tři modely. Všechny modely byly statisticky významné a statistická významnost byla potvrzena i u

odhadnutých regresních koeficientů. První dva modely nebyly použity k dalším analýzám, neboť v prvním modelu byly potíže s multikolinearitou, indexy DAX a ES byly vyloučeny a v druhém modelu se vyskytovala autokorelace. Výsledným modelem se stal třetí odhadnutý model, který byl použit k dalším analýzám.

Během ekonometrické verifikace byly testovány ekonometrické jevy. Ve výsledném modelu nebyly potíže s autokorelací, protože autokorelace byla odstraněna transformací druhého modelu, ze kterého vznikl výsledný model. Jedná se o transformovaný model se stejnými proměnnými. Ve výsledném modelu nebyl prokázán výskyt multikolinearity. V modelu byl potvrzen výskyt heteroskedasticity, což souvisí s odlehlými a extrémními hodnotami časových řad. Odlehlé a extrémní hodnoty nebylo možné odstranit. V tomto modelu je heteroskedasticita důsledkem výskytu odlehlých a extrémních hodnot. Vzhledem k tomu, že není možné odstranit odlehlé a extrémní hodnoty a tím i heteroskedasticitu, odhadnuté regresní parametry nemají všechny požadované vlastnosti, které by měly mít. Z dalšího testování ekonometrických jevů vyplynulo, že model je správně specifikován a reziduální složka má normální rozdělení.

Ekonometrickým modelováním vznikl model, který je statisticky významný. Prokázána byla také statistická významnost odhadnutých regresních koeficientů. Výsledný model je model s vysokou vypovídací schopností, neboť koeficient determinace je roven 0,876. Z toho je zřejmé, že variabilita vysvětlované proměnné je vysvětlena z 87,6 % lineární závislostí na vysvětlujících proměnných a 12,4 % představuje reziduální složka. Na základě odhadnutých regresních koeficientů jsou verifikovány hypotézy o vývoji vysvětlujících proměnných a hypotézy o chování regresních koeficientů. Bylo dokázáno, že průměrnou výnosnost akciových podílových fondů ovlivňují tři akciové indexy a míra inflace. Zajímavý je vysoký vliv indexů, přestože součástí statistického souboru nebyly jen indexové fondy. Důvodem je pravděpodobně podobné složení portfolia jednotlivých fondů, jehož součástí jsou akciové tituly obsažené v akciových indexech.

Odhadnutým výsledným modelem byl potvrzen vliv čtyř vysvětlujících proměnných na průměrnou výnosnost akciových podílových fondů. Byly ověřeny stanovené hypotézy, které jsou v souladu s výsledky odhadu metody nejmenších čtverců. Hodnocením korelačních koeficientů byly zjištěny zajímavé závěry o lineární závislosti proměnných. Na druhou stranu model má určitá omezení. Jedná se především o rozptyly náhodné složky, které nejsou konstantní a konečné, tedy v modelu se vyskytuje heteroskedasticita. Dalším omezením jsou

nestacionární časové řady. Z tohoto důvodu model není vhodný k predikci vysvětlované proměnné. Práci by bylo možné rozšířit o další proměnné, které nebylo možné pro jejich nedostupnost použít.

Seznam použité literatury

Knižní zdroje:

- [1] BODIE, Z., A. KANE and A. J. MARCUS. *Investments and portfolio management*. 9. vyd. New York: McGraw-Hill, 2011. 1022 s. ISBN 978-0-07-128914-6.
- [2] BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. 3. vyd. Cambridge: Cambridge University Press, 2014. 716 s. ISBN 978-1-107-03466-2.
- [3] CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. vyd. Praha: Ekopress, 2013. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
- [4] FABOZZI, F. J., F. MODIGLIANI and F. J. JONES. *Foundations of financial markets and institutions*. 4. vyd. Harlow: Pearson, 2014. 698 s. ISBN 978-1-292-02177-5.
- [5] FIELD, Andy P. *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics: and sex and drugs and rock 'n' roll*. 4. vyd. London: SAGE, 2013. 915 s. ISBN 978-1-4462-4917-8.
- [6] HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1.
- [7] JÍLEK, Josef. *Akciové trhy a investování*. Praha: Grada Publishing, 2009. 656 s. ISBN 978-80-247-2963-3.
- [8] MADURA, Jeff. *Financial markets and institutions*. 11. vyd. Mason, Ohio: Cengage Learning, 2015. 750 s. ISBN 978-113-394-787-5.
- [9] MUSÍLEK, Petr. *Trhy cenných papírů*. 2., aktualiz. a rozš. vyd. Praha: Ekopress, 2011. 520 s. ISBN 978-80-86929-70-5.
- [10] REJNUŠ, Oldřich. *Finanční trhy: učebnice s programem na generování cvičných testů*. Praha: Grada Publishing, 2016. 380 s. ISBN 978-80-247-5871-8.
- [11] VESELÁ, Jitka. *Investování na kapitálových trzích*. 2. vyd. Praha: Wolters Kluwer ČR, 2011. 792 s. ISBN 978-80-7357-647-9.

Články:

[1] FERREIRA, M., A, A., F. MIGUEL and S., B. RAMOS. *The Determinants of Mutual Fund Performance: A Cross – Country Study*. [online]. 2007, May. [cit. 18.3. 2017].

Dostupné z:

http://www.ibs.iscte.pt/imprensa/press/downloads/Paper%209%20mf_performance_.pdf

Zákony:

[1] Zákon č. 240 ze dne 19. srpna 2013 o investičních společnostech a investičních fondech.

Dostupný z:

<https://www.zakonyprolidi.cz/cs/2013-240>

[2] Zákon č. 586 ze dne 18. prosince 1992 o daních z příjmů. Dostupný z:

<https://www.zakonyprolidi.cz/cs/1992-586>

Elektronické zdroje:

[1] AKAT ČR. *Investice do fondů nepřestávají růst*. Tisková zpráva. [online]. [cit. 1.6. 2017].

Dostupné z:

https://www.akatcr.cz/download/3831-tz20170530_.pdf;jsessionid=C18CFCE873415E52B5E62C15236DB5ED

[2] MF ČR. Zpráva o vývoji finančního trhu v roce 2016. [online]. [cit. 4.6. 2017]. Dostupné

z: <http://www.mfcr.cz/cs/soukromy-sektor/financni-stabilita-a-dohled/vyvoj-financniho-trhu/2016/zprava-o-vyvoji-financniho-trhu-v-roce-2-28773>

[3] ČNB. ARRAD. Počty subjektů. [online]. [cit. 18.5. 2017]. Dostupné z:

http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=37549&p_strid=BFB&p_lang=CS

[4] ČNB. Počty subjektů. Investiční společnosti. [online]. [cit. 25.5. 2017]. Dostupné z:

https://apl.cnb.cz/apljerrsdad/JERRS.WEB15.BASIC_LISTINGS?p_lang=cz

[5] STANFORD.EDU. Kritické hodnoty pro Durbin-Watsonův test. [online]. [cit. 25.5.

2017]. Dostupné z: <http://web.stanford.edu/~clint/bench/dwcrit.htm>

- [6] PENÍZE. Index DAX.. [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z: <http://www.penize.cz/44783-dax?month=10&year=2016#historyTable>
- [7] PENÍZE. Index ES. [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z: <http://www.penize.cz/6447-dow-jones-euro-stoxx-50>
- [8] PENÍZE. Index DJ. [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z: <http://www.penize.cz/44710-dow-jones-industrial-average>
- [9] EUROSTAT. Ceny výrobců. [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=sts_inpp_m&lang=en
- [10] PSE. Index PX. Historická data. [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z: https://www.pse.cz/indexy/hodnoty-indexu/historicka-data/?ID_NOTATION=325088&ISIN=XC0009698371
- [11] EUROSTAT. HICP [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=prc_hicp_manr&lang=en
- [12] ČSÚ. Míra inflace. [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/mira_inflace
- [13] ČNB. Míra nezaměstnanosti. [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.STROM_SESTAVY?p_strid=ACHAB&p_ses-tuid=&p_lang=CS
- [14] ČNB. Dlouhodobá úroková míra. [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=375&p_strid=AEBA&p_lang=CS
- [15] ČNB. Krátkodobá úroková míra. [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=158&p_strid=AEAA&p_lang=CS
- [16] CONSEQ. Conseq Invest Akciový. [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z: https://www.conseq.cz/fund_detail.asp?fund=259

[17] ČSOB. ČSOB Akciový. [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z:

<https://www.csob.cz/portal/lide/produkty/investicni-produkty/podilove-fondy/akciové-fondy/detail-fondu/-/isin/770000001170/1>

[18] ČSOB. ČSOB Akciový český. [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z:

<https://www.csob.cz/portal/lide/produkty/investicni-produkty/podilove-fondy/akciové-fondy/detail-fondu/-/isin/BE6224091866/1>

[19] Generali Investments. Generali fond nemovitostních akcií. [online]. [cit. 25.3. 2017]. Dostupné z:

<https://www.generali-investments.cz/produkty/investice-v-czk/fondy/generali-fond-nemovitostnich-akcii.html>

[20] Generali Investments. Generali fond globálních značek. [online]. [cit. 25.3. 2017].

<https://www.generali-investments.cz/produkty/investice-v-czk/fondy/generali-fond-globalnich-znacek.html>

[21] ING bank. NN European Equity. [online]. [cit. 25.3. 2017].

<http://www.ingbank.cz/ing-podilove-fondy/ing-fondy/vyvoj-cen-fondu/historicke-ceny/?isin=LU0405488742&fromDate=03.10.2011&toDate=30.12.2016&graf=1&tabulka=1&Ok=Odeslat>

[22] ING bank. NN European Real Estate. [online]. [cit. 25.3. 2017].

<http://www.ingbank.cz/ing-podilove-fondy/ing-fondy/vyvoj-cen-fondu/historicke-ceny/?isin=LU0295013196&fromDate=03.10.2011&toDate=30.12.2016&graf=1&tabulka=1&Ok=Odeslat>

[23] J&T. J&T Opportunity. [online]. [cit. 25.3. 2017].

<http://www.jtis.cz/fondy-pro-verejnost/jt-opportunity-czk>

Seznam zkratek

Adjusted R ²	korigovaný koeficient determinance
AKAT	Asociace pro kapitálový trh
CO metoda	Cochranne - Orcuttova metoda
ČNB	Česká národní banka
DAX	německý akciový index DAX
Df	počet stupňů volnosti
DJ	americký akciový index Dow Jones Industrial Average
DW	Durbin – Watsonova statistika
DW test	Durbin – Watsonův test
ES	akciový index Dow Jones Euro Stoxx 50
ex_A_ln	průměrná doba existence akciových fondů
ex_D_ln	průměrná doba existence dluhopisových fondů
EUR_N_ln	nominální kurz eura
EUR_R	reálný kurz eura
F	F statistika pro F-test
idl	dlouhodobá úroková míra
ikr	krátkodobá úroková míra
inf	míra inflace
MF ČR	Ministerstvo financí České republiky
MS	průměr čtverců
Nez	míra nezaměstnanosti
PPI_CZ	index výrobců
PX	akciový index pražské burzy PX Globe
R	koeficient vícenásobné korelace
R ²	koeficient determinace
Sig	signifikance
SS	suma čtverců
t	testová statistika pro t-test

TOL	statistika tolerance
ud	úrokový diferenciál
USD_N_ln	nominální kurz dolaru
VA	průměrná výnosnost akciových fondů
VD	průměrná výnosnost dluhopisových fondů
VIF	faktor změny variability
ZISIF	Zákon o investičních společnostech a investičních fondech

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byl(a) seznámen(a) s tím, že na mou diplomovou (bakalářskou) práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou (bakalářskou) práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová (bakalářská) práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové (bakalářské) práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové (bakalářské) práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou (bakalářskou) práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 10.7. 2017



.....

Bc. Lenka Šmehlíková

Seznam příloh

- Příloha č. 1: Investiční společnosti evidované ČNB ke dni 24.6. 2017
- Příloha č. 2: Vývoj standardních a speciálních fondů kolektivního investování
- Příloha č. 3: Vstupní data
- Příloha č. 4: Vztah závislé proměnné a jednotlivých nezávislých proměnných v bodovém grafu
- Příloha č. 5: Vývoj jednotlivých proměnných modelu v liniovém grafu
- Příloha č. 6: Deskriptivní statistiky
- Příloha č. 7: Boxploty
- Příloha č. 8: Autokorelace v modelu 4.10
- Příloha č. 9: Autokorelace v modelu 4.11
- Příloha č. 10: Heteroskedasticita v modelu 4.11
- Příloha č. 11: Normalita reziduální složky v modelu 4.11

Přílohy

Všechny grafy a tabulky byly zpracovány v programu SPSS, není-li uvedeno jinak.

Příloha č. 1: Investiční společnosti evidované ČNB ke dni 24.6. 2017

Tabulka P 1

Investiční společnost
AKRO investiční společnost, a.s.
AMISTA investiční společnost, a.s.
Art of Finance investiční společnost, a.s.
AVANT investiční společnost, a.s.
AXA investiční společnost a.s.
CARDUUS Asset Management, investiční společnost, a.s.
Conseq Funds investiční společnost, a.s.
ČSOB Asset Management, a.s., investiční společnost
DELTA Investiční společnost, a.s.
Erste Asset Management GmbH, pobočka Česká republika
Generali Investments CEE, investiční společnost, a.s.
Investiční kapitálová společnost KB, a.s.
INVESTIKA, investiční společnost, a.s.
Jet Investment, a.s.
J&T INVESTIČNÍ SPOLEČNOST, a.s.
Partners investiční společnost, a.s.
Patria investiční společnost, a.s.
Pioneer investiční společnost, a.s.
PROSPERITA investiční společnost, a.s.
QI investiční společnost, a.s.
Raiffeisen investiční společnost a.s.
REDSIDE investiční společnost, a.s.
REICO investiční společnost České spořitelny, a.s.
Safety invest funds, investiční společnost, a.s.
WMS investiční společnost, a.s.
WOOD & Company investiční společnost, a.s.
ZFP Investments, investiční společnost, a.s.

Zdroj: ČNB

Příloha č. 2: Vývoj standardních a speciálních fondů kolektivního investování

Tabulka P 2.1 Standardní fondy kolektivního investování

Rok	FKI - standardní celkem	FKI - standardní						
		peněžního trhu	dluhopisové	akciové	smíšené	fondy fondů	nemovitostní	ostatní
2016	54	0	22	15	15	0	0	2
2015	53	0	22	15	14	0	0	2
2014	50	0	19	15	14	0	0	2
2013	41	0	17	13	9	0	0	2
2012	40	1	14	12	6	7	0	0
2011	37	4	11	12	3	7	0	0
2010	37	5	10	12	3	7	0	0
2009	36	5	10	12	2	7	0	0

Zdroj: ČNB

Tabulka P 2.2 Speciální fondy kolektivního investování

Rok	FKI - speciální celkem	FKI - speciální						
		peněžního trhu	dluhopisové	akciové	smíšené	fondy fondů	nemovitostní	ostatní
2016	87	2	14	13	50	0	5	3
2015	87	2	12	13	50	0	6	4
2014	88	2	15	14	48	0	5	4
2013	79	2	13	11	47	0	5	1
2012	77	2	12	8	32	20	3	0
2011	80	4	7	8	34	24	3	0
2010	80	6	8	8	31	24	3	0
2009	75	6	7	8	32	19	3	0

Zdroj: ČNB

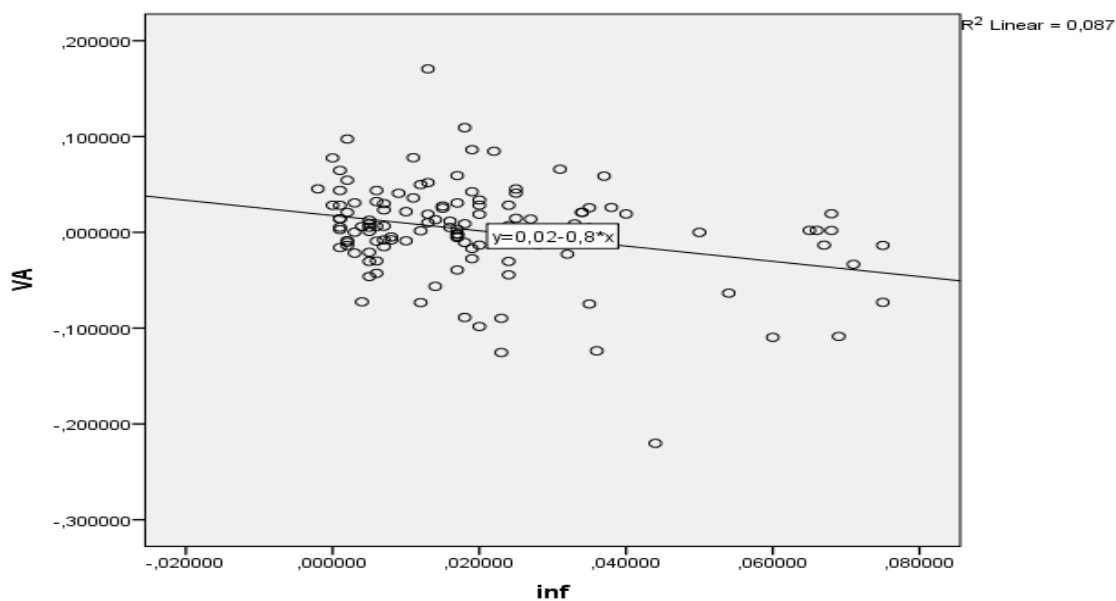
Příloha č. 3: Vstupní data

Tabulka P 3.1 Korelační matice pro vstupní data

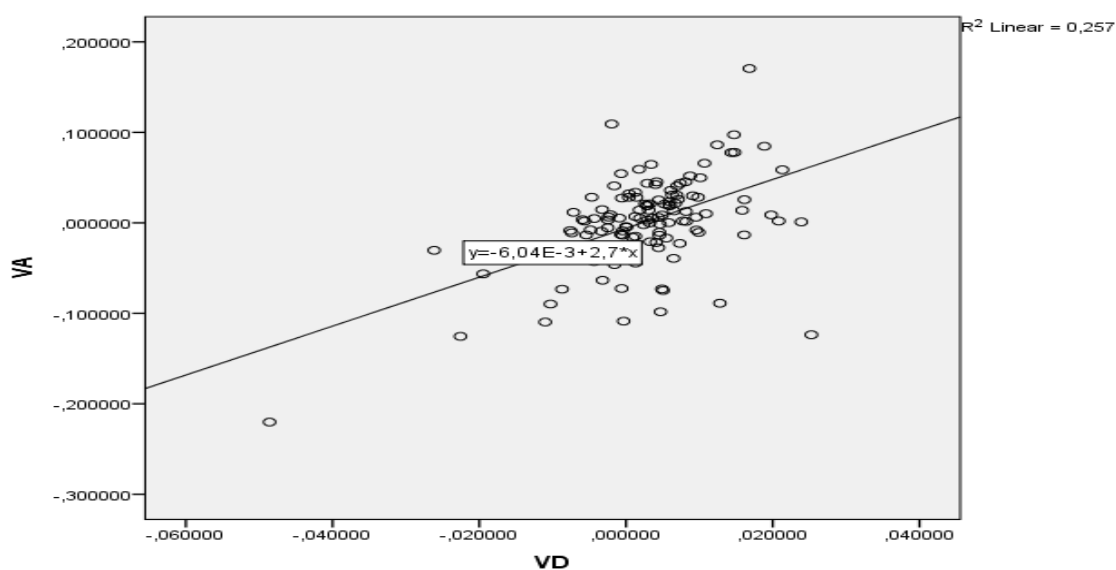
		VA	VD	PX	DAX	ES	DJ	ex_A_ ln	ex_D_ ln	nez	inf	ikr	ud	PPI_ CZ	idl	EUR_ N_ln	USD_ N_ln	EUR_ R	USD_ R
VA	rx	1	,507**	,753**	,865**	,893**	,838**	0,085	0,084	,281**	-,295**	-,254**	,198*	-0,141	-0,072	0,096	0,048	-,269**	-,231*
VD	rx	,507**	1	,396**	,284**	,339**	,308**	0,014	0,014	,219*	-0,087	-0,098	0,112	-0,051	-0,006	-0,052	-0,112	-0,064	-0,035
PX	rx	,753**	,396**	1	,609**	,639**	,591**	0,001	0,000	,189*	-,200*	-0,137	0,166	-0,122	-0,002	0,106	0,024	-0,178	-0,156
DAX	rx	,865**	,284**	,609**	1	,944**	,809**	0,030	0,029	,205*	-,181*	-0,153	0,124	-0,045	-0,041	0,101	0,058	-0,170	-0,149
ES	rx	,893**	,339**	,639**	,944**	1	,829**	0,060	0,058	,211*	-,204*	-0,176	0,110	-0,064	-0,067	0,095	0,053	-,189*	-0,164
DJ	rx	,838**	,308**	,591**	,809**	,829**	1	0,059	0,059	,218*	-,197*	-,184*	0,152	-0,038	-0,047	0,053	0,023	-,184*	-0,145
ex_A_ln	rx	0,085	0,014	0,001	0,030	0,060	0,059	1	1,000**	-0,035	-,577**	-,896**	-,312**	-,361**	-,890**	0,108	,565**	-,526**	-,482**
ex_D_ln	rx	0,084	0,014	0,000	0,029	0,058	0,059	1,000**	1	-0,036	-,578**	-,895**	-,311**	-,362**	-,889**	0,106	,565**	-,527**	-,483**
nez	rx	,281**	,219*	,189*	,205*	,211*	,218*	-0,035	-0,036	1	-,275**	-,321**	,812**	,293**	,261**	-,334**	-,374**	-,329**	-,335**
inf	rx	-,295**	-0,087	-,200*	-,181*	-,204*	-,197*	-,577**	-,578**	-,275**	1	,766**	-0,070	,403**	,549**	-,463**	-,598**	,974**	,909**
ikr	rx	-,254**	-0,098	-0,137	-0,153	-0,176	-,184*	-,896**	-,895**	-,321**	,766**	1	0,005	,233*	,778**	-0,116	-,510**	,738**	,684**
ud	rx	,198*	0,112	0,166	0,124	0,110	0,152	-,312**	-,311**	,812**	-0,070	0,005	1	,337**	,633**	-,461**	-,587**	-0,126	-0,134
PPI_CZ	rx	-0,141	-0,051	-0,122	-0,045	-0,064	-0,038	-,361**	-,362**	,293**	,403**	,233*	,337**	1	,392**	-,230*	-,435**	,314**	,270**
idl	rx	-0,072	-0,006	-0,002	-0,041	-0,067	-0,047	-,890**	-,889**	,261**	,549**	,778**	,633**	,392**	1	-,379**	-,764**	,493**	,446**
EUR_N_ln	rx	0,096	-0,052	0,106	0,101	0,095	0,053	0,108	0,106	-,334**	-,463**	-0,116	-,461**	-,230*	-,379**	1	,714**	-,466**	-,460**
USD_N_n	rx	0,048	-0,112	0,024	0,058	0,053	0,023	,565**	,565**	-,374**	-,598**	-,510**	-,587**	-,435**	-,764**	,714**	1	-,601**	-,592**
EUR_R	rx	-,269**	-0,064	-0,178	-0,170	-,189*	-,184*	-,526**	-,527**	-,329**	,974**	,738**	-0,126	,314**	,493**	-,466**	-,601**	1	,969**
USD_R	rx	-,231*	-0,035	-0,156	-0,149	-0,164	-0,145	-,482**	-,483**	-,335**	,909**	,684**	-0,134	,270**	,446**	-,460**	-,592**	,969**	1
** Korelace je statisticky významná na hladině významnosti 0,01																			
* Korelace je statisticky významná na hladině významnosti 0,05																			

Příloha č. 4: Vztah závislé proměnné a jednotlivých nezávislých proměnných v bodovém grafu

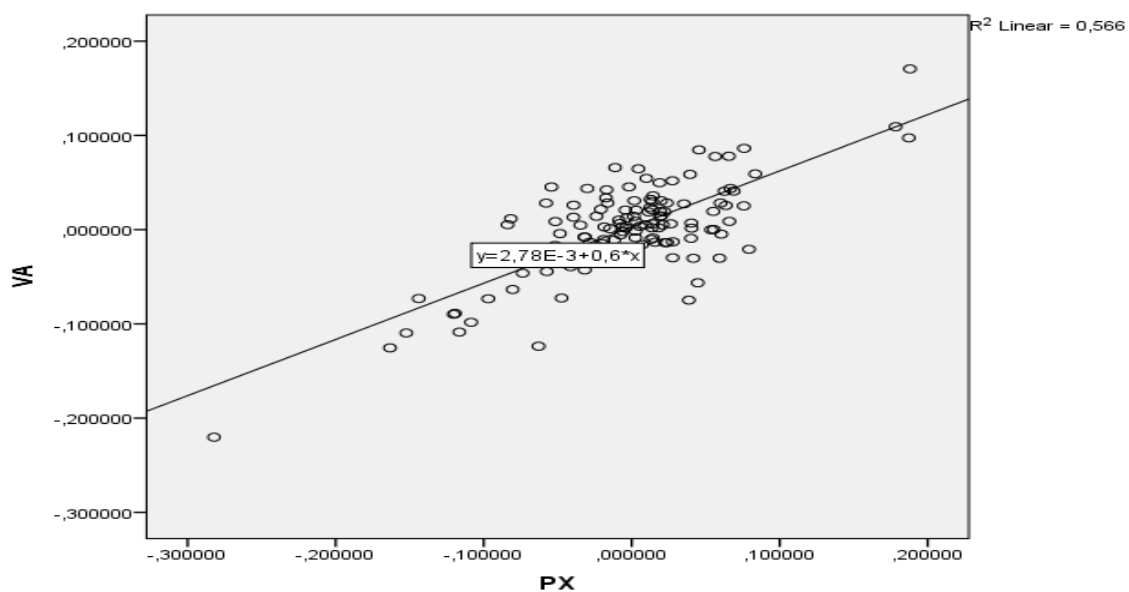
Graf P 4.1 Vztah průměrné míry výnosnosti akciových podílových fondů a míry inflace



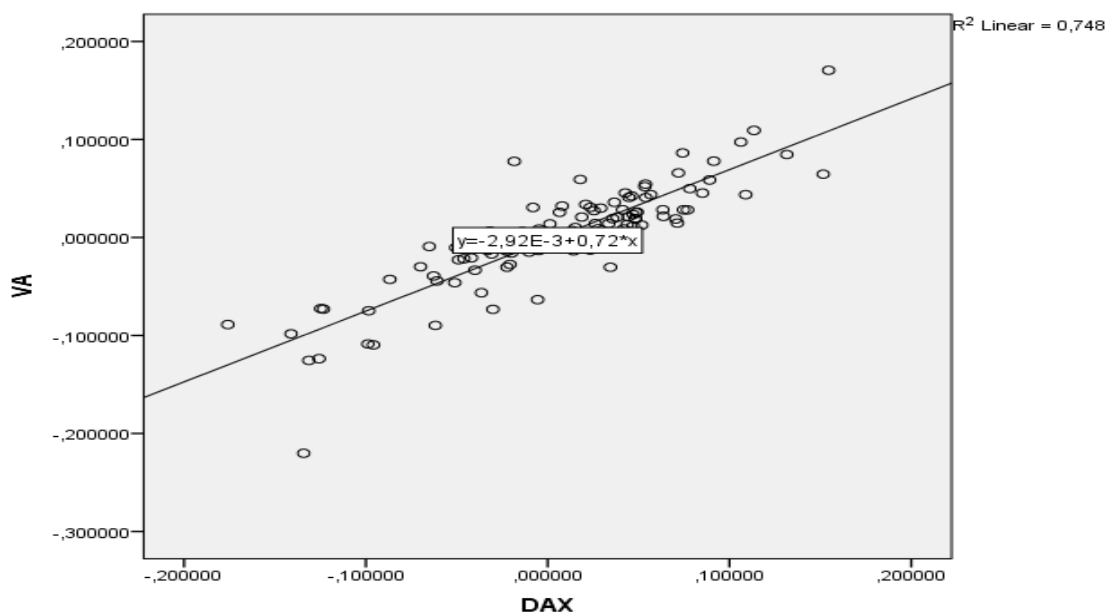
Graf P 4.2 Vztah průměrné míry výnosnosti akciových podílových fondů a průměrné míry výnosnosti dluhopisových podílových fondů



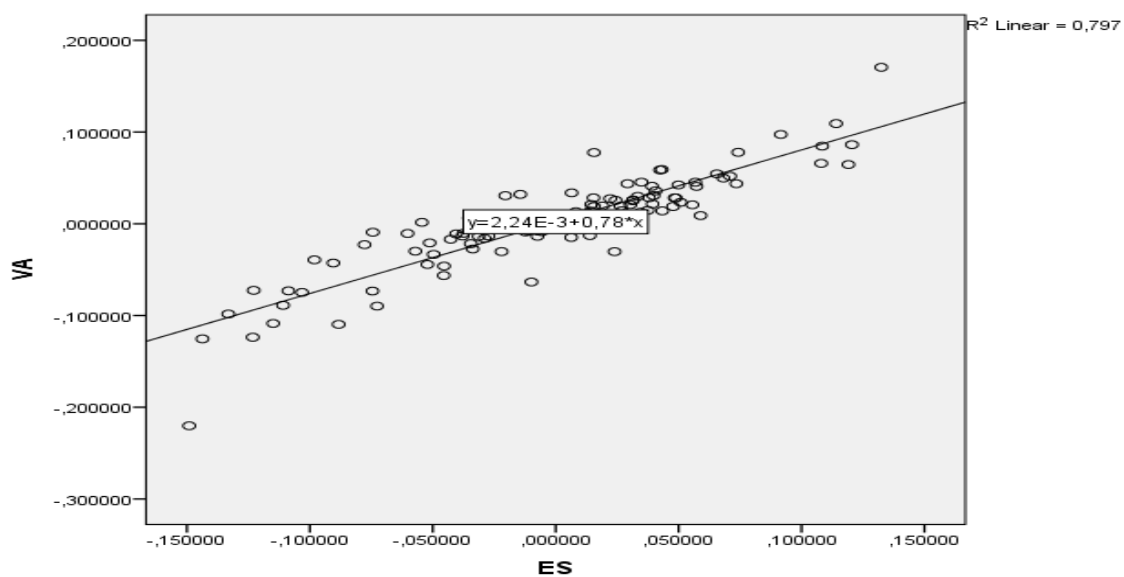
Graf P 4.3 Vztah průměrné míry výnosnosti akciových podílových fondů a indexu PX



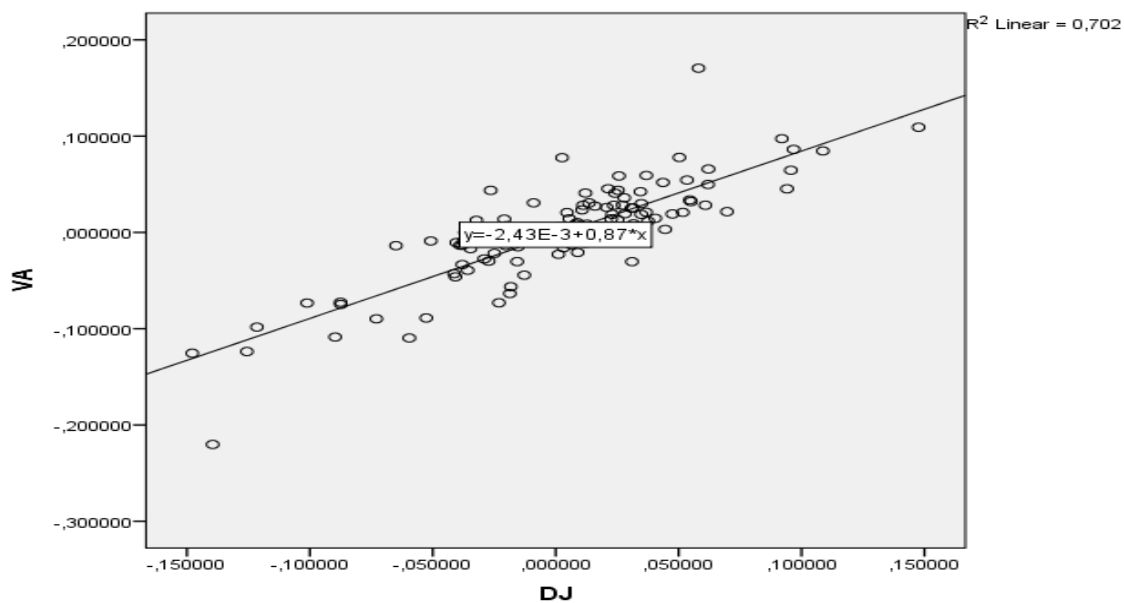
Graf P 4.4 Vztah průměrné míry výnosnosti akciových podílových fondů a indexu DAX



Graf P 4.5 Vztah průměrné míry výnosnosti akciových podílových fondů a indexu ES

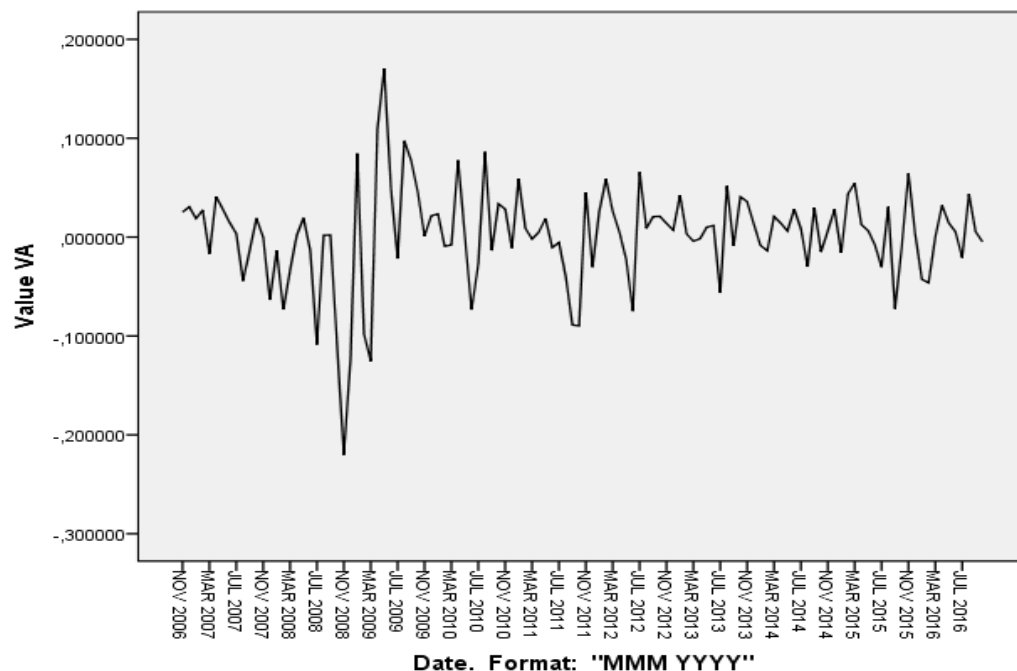


Graf P 4.6 Vztah průměrné míry výnosnosti akciových podílových fondů a indexu DJ

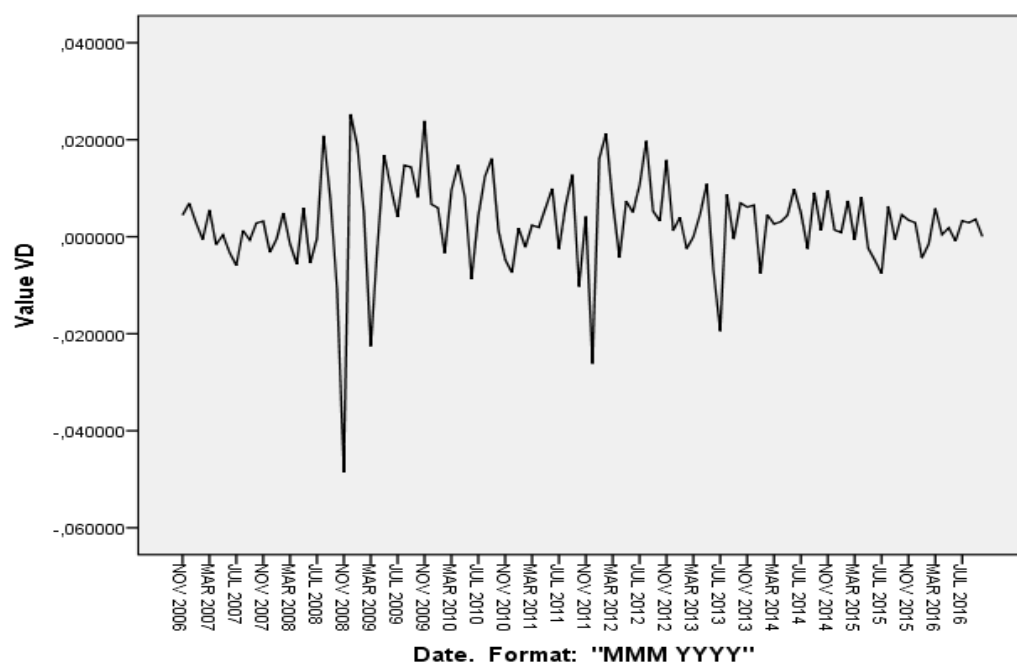


Příloha č. 5: Vývoj jednotlivých proměnných modelu v liniovém grafu

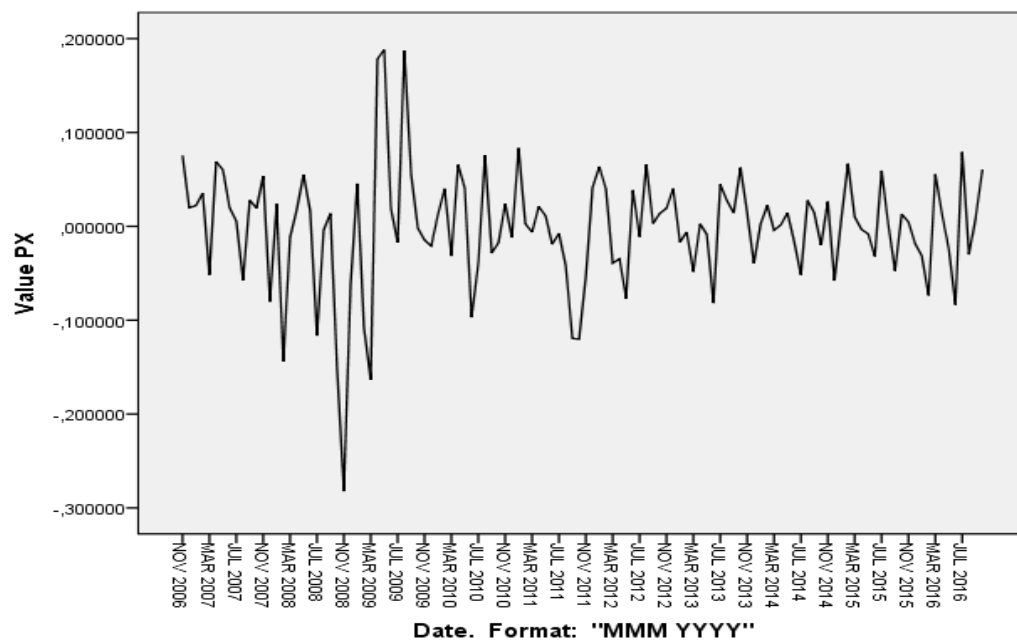
Graf P 5.1 Vývoj průměrné výnosnosti akciových podílových fondů



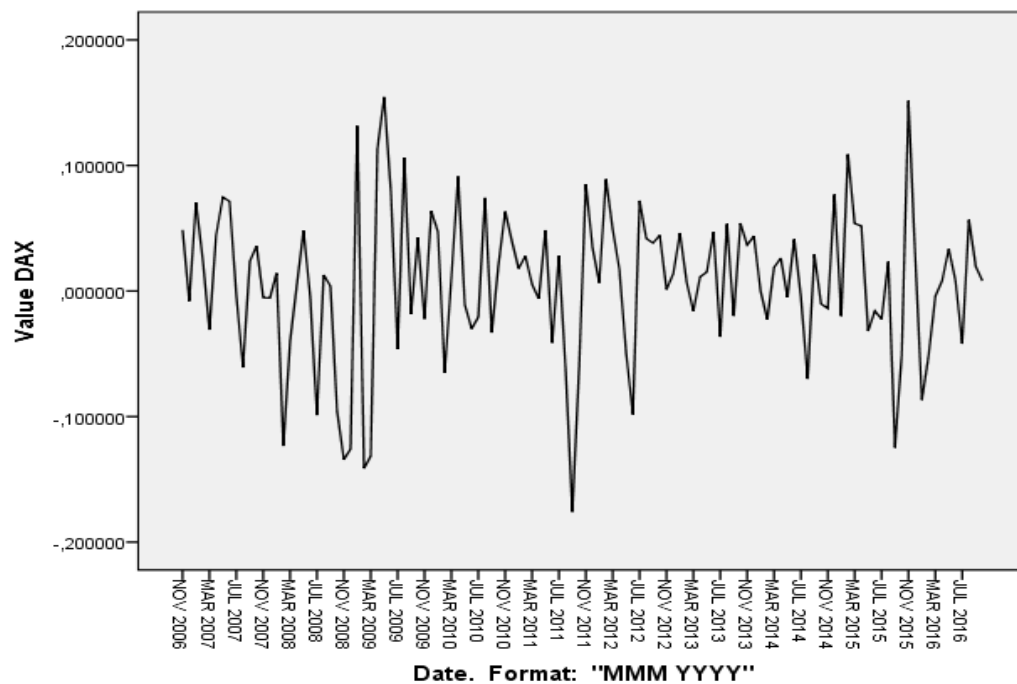
Graf P 5.2 Vývoj průměrné výnosnosti dluhopisových podílových fondů



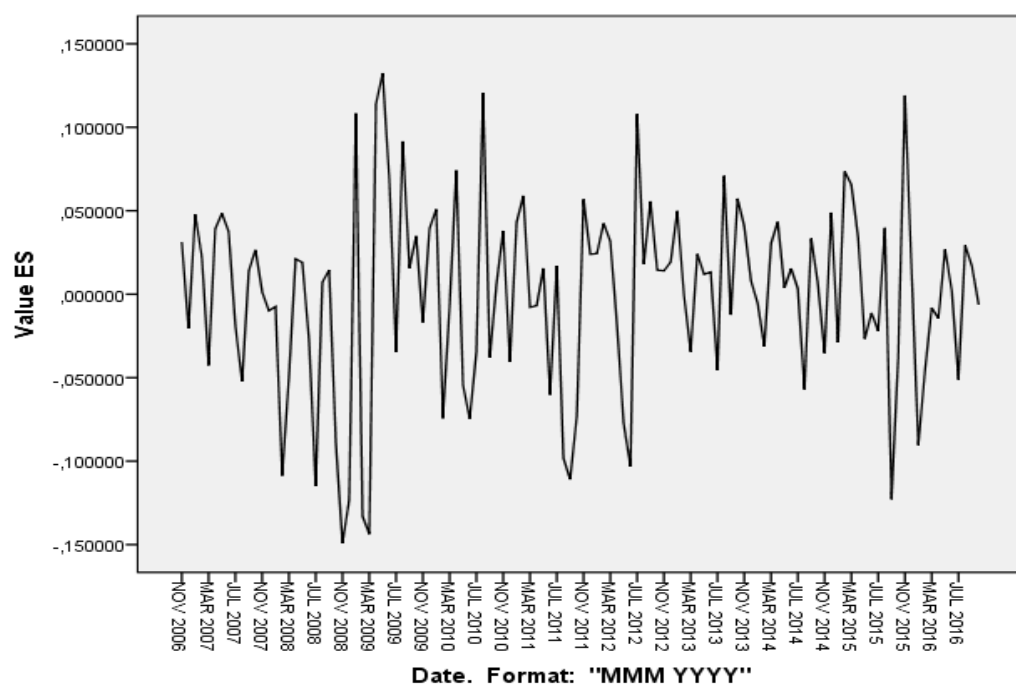
Graf P 5.3 Vývoj indexu PX



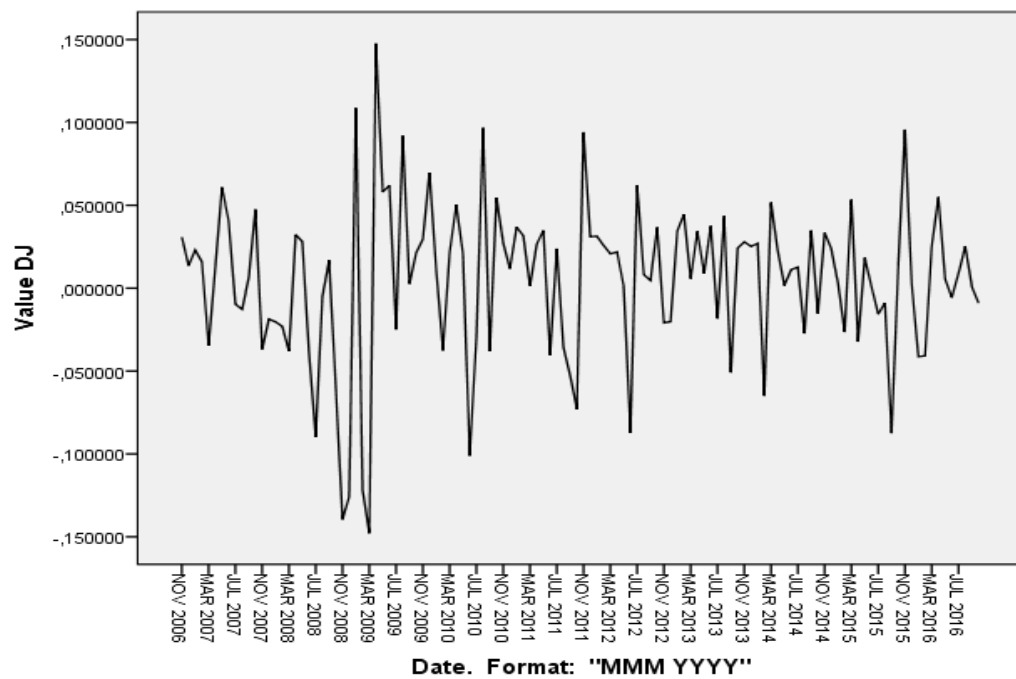
Graf P 5.4 Vývoj indexu DAX



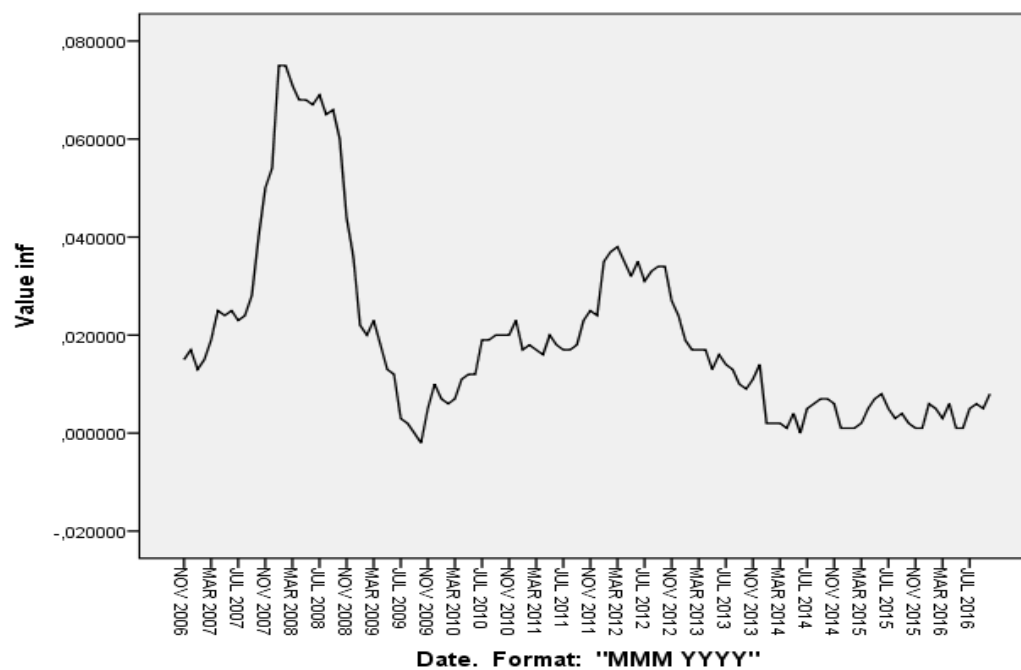
Graf P 5.5 Vývoj indexu ES



Graf P 5.6 Vývoj indexu DJ



Graf P 5.7 Vývoj míry inflace



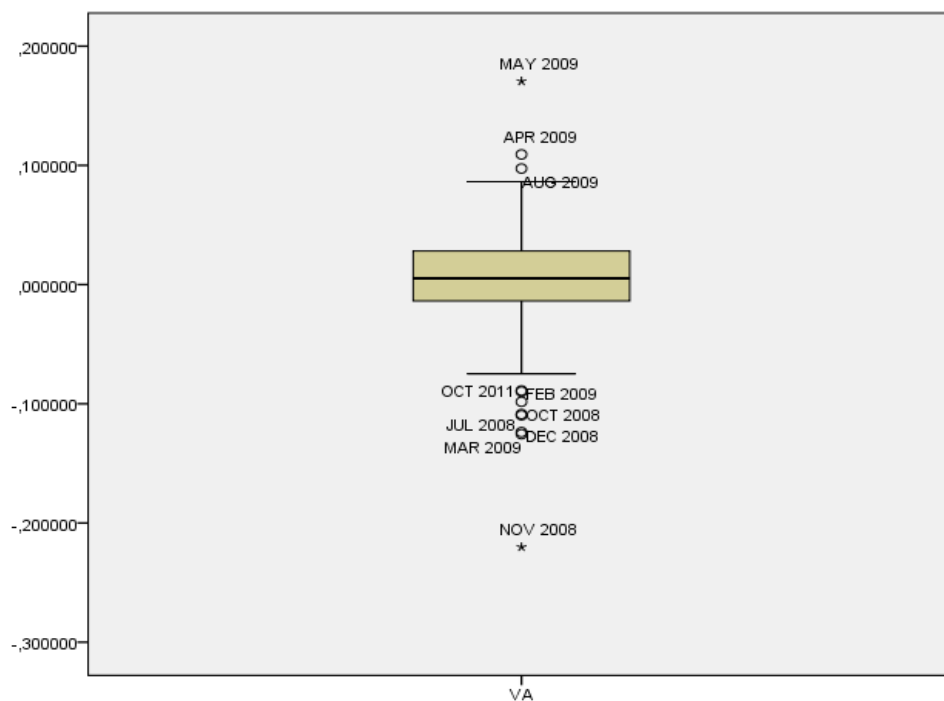
Příloha č. 6: Deskriptivní statistiky

Tabulka P 6 Deskriptivní statistiky

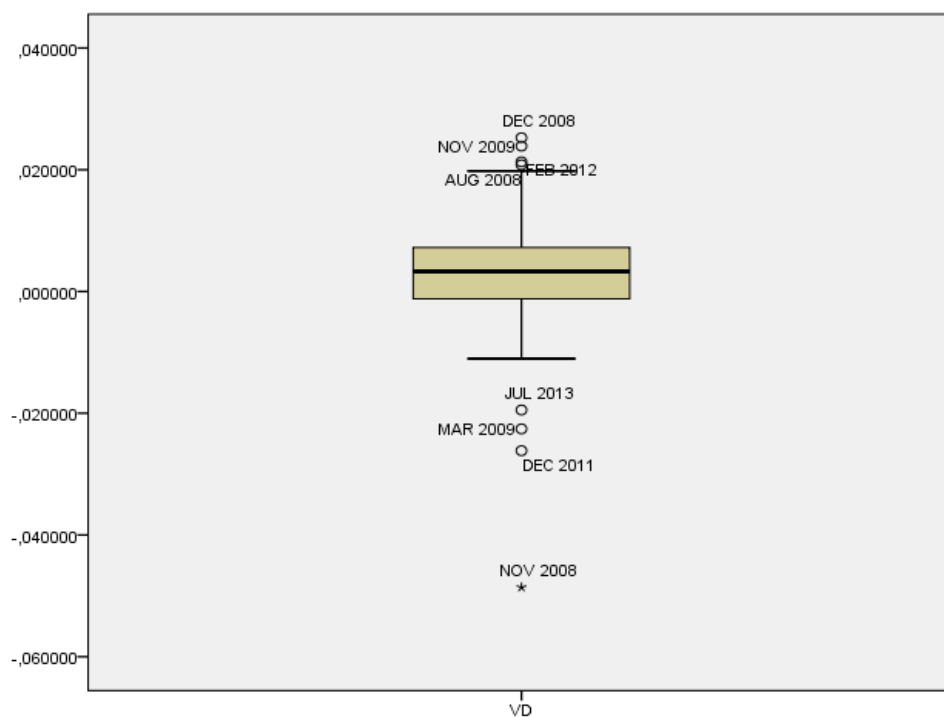
		VA	VD	inf	PX	DAX	ES	DJ
N	Platné	120,000	120,000	120,000	120,000	120,000	120,000	120,000
	Chybějící	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Střední hodnota		0,002	0,003	0,020	-0,002	0,007	0,000	0,005
St. chyba stř. hodnoty		0,005	0,001	0,002	0,006	0,006	0,005	0,004
Medián		0,005	0,003	0,017	0,004	0,011	0,008	0,012
Směrodatná odchylka		0,051	0,009	0,019	0,064	0,061	0,058	0,049
Rozptyl		0,003	0,000	0,000	0,004	0,004	0,003	0,002
Šikmost		-0,790	-1,442	1,458	-0,589	-0,453	-0,363	-0,577
St. chyba šikmosti		0,221	0,221	0,221	0,221	0,221	0,221	0,221
Špičatost		3,600	7,393	1,618	3,752	0,675	0,218	1,470
St. chyba špičatosti		0,438	0,438	0,438	0,438	0,438	0,438	0,438
Variační rozpětí		0,391	0,074	0,077	0,470	0,330	0,282	0,295
Minimum		-0,220	-0,049	-0,002	-0,282	-0,176	-0,149	-0,148
Maximum		0,171	0,025	0,075	0,188	0,155	0,132	0,148
Percentily	25	-0,014	-0,001	0,006	-0,031	-0,022	-0,035	-0,021
	50	0,005	0,003	0,017	0,004	0,011	0,008	0,012
	75	0,028	0,007	0,025	0,028	0,046	0,037	0,032

Příloha č. 7: Boxploty

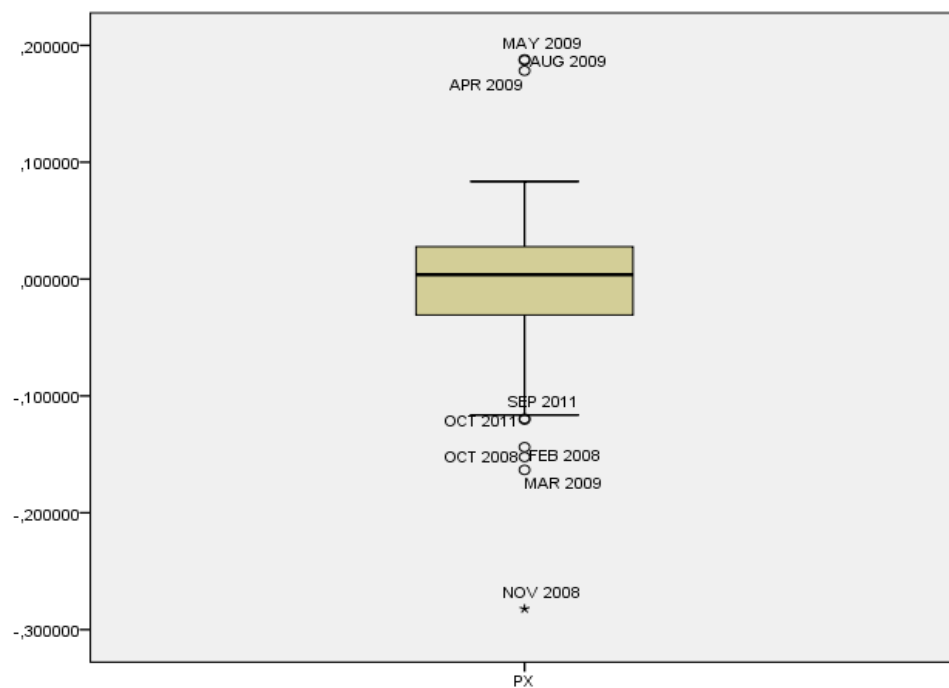
Graf P 7.1 Boxplot pro průměrnou výnosnost akciových podílových fondů



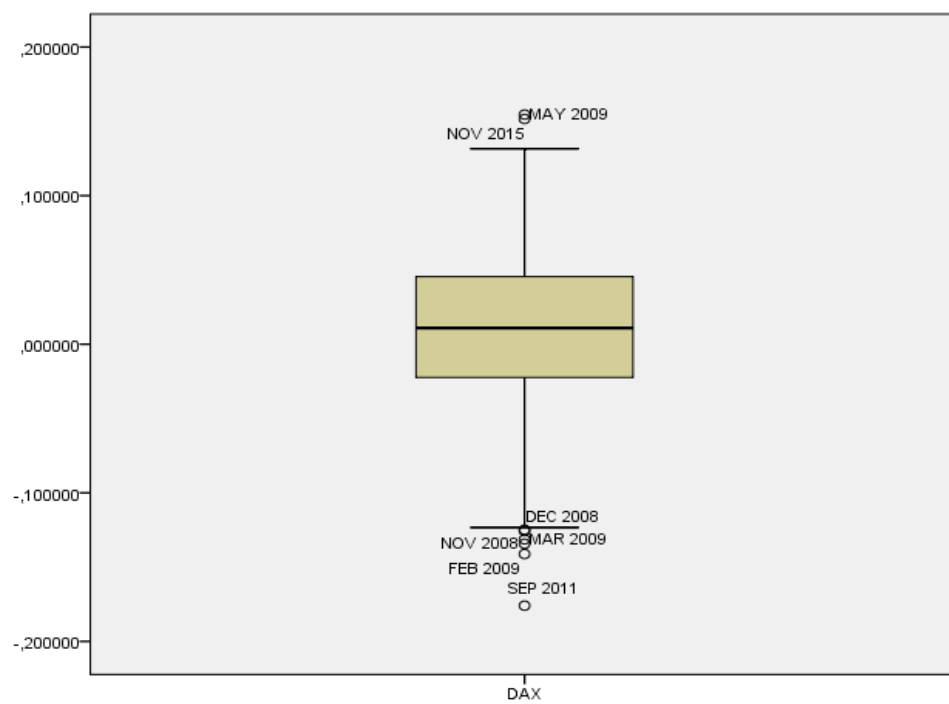
Graf P 7.2 Boxplot průměrnou výnosnost dluhopisových podílových fondů



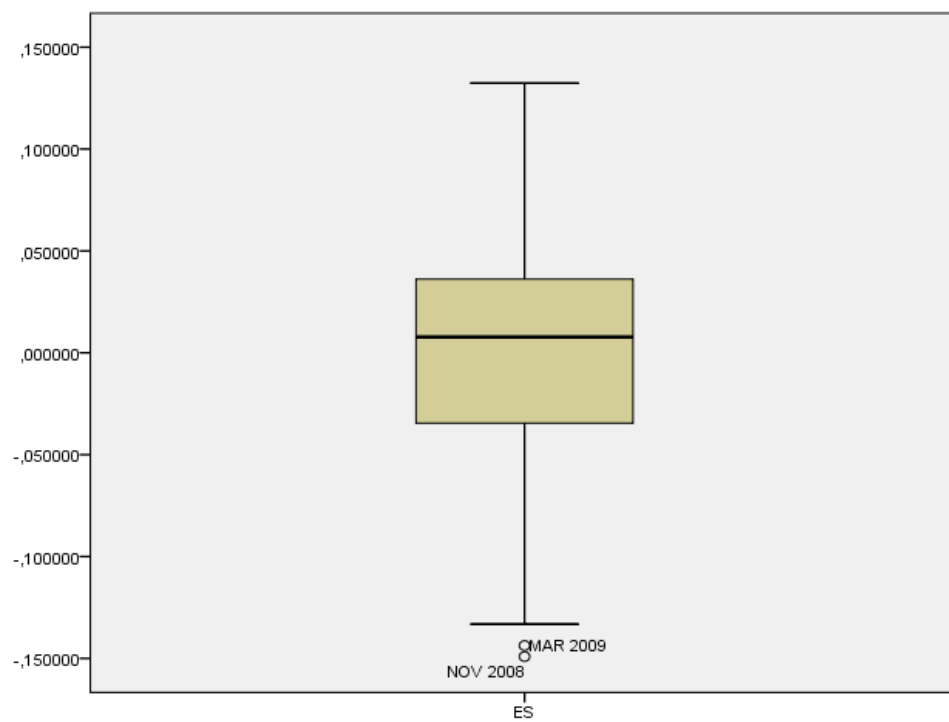
Graf P 7.3 Boxplot pro index PX



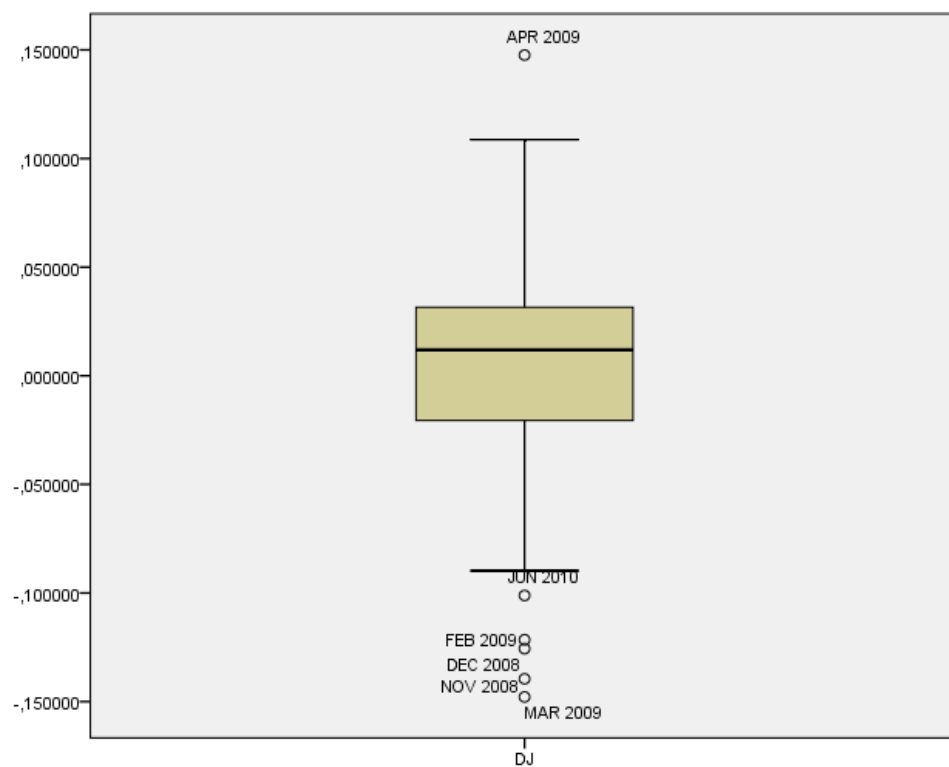
Graf P 7.4 Boxplot pro index DAX



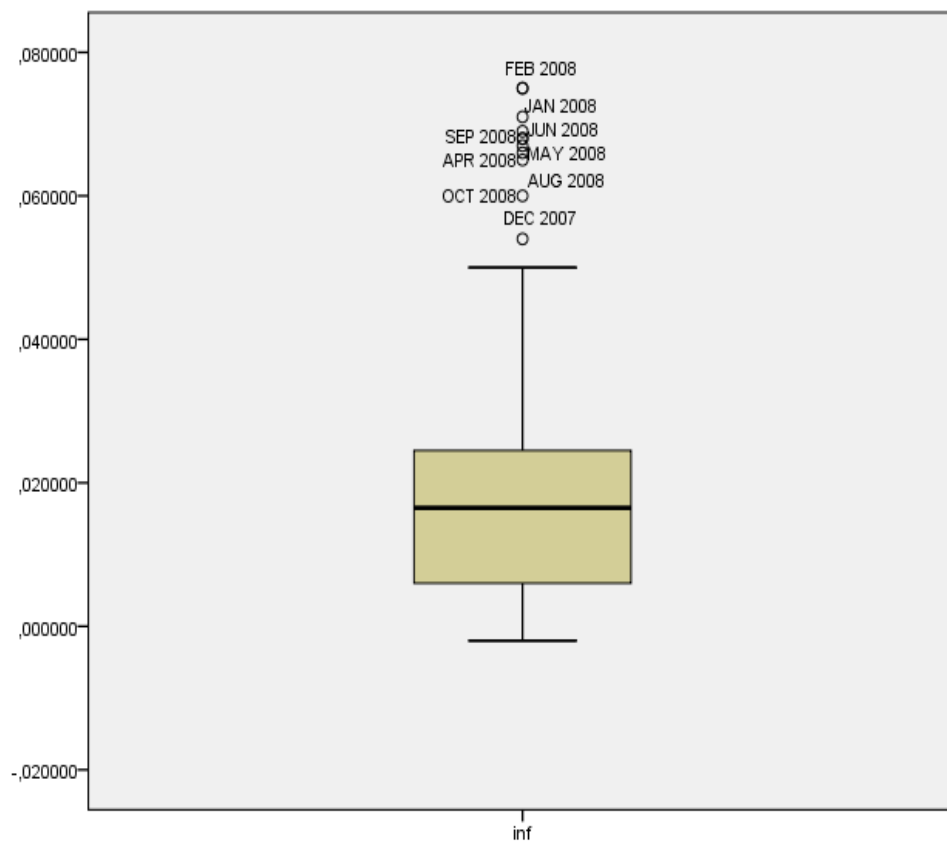
Graf P 7.5 Boxplot pro index ES



Graf P 7.6 Boxplot pro index DJ

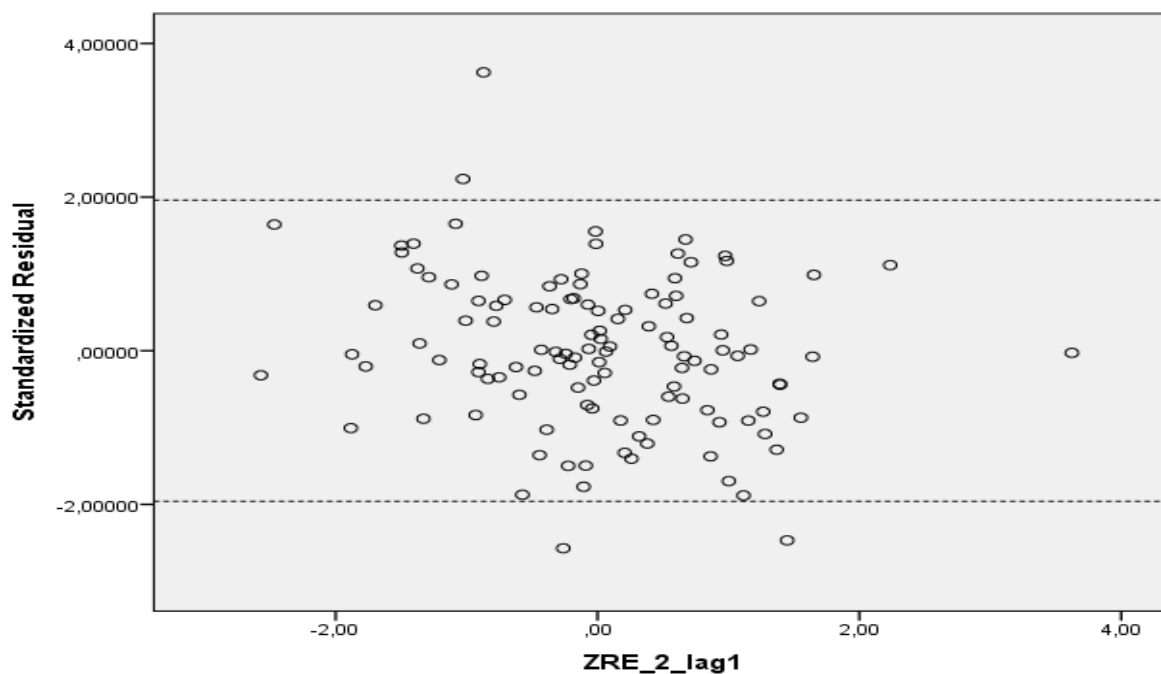


Graf P 7.7 Boxplot pro míru inflace

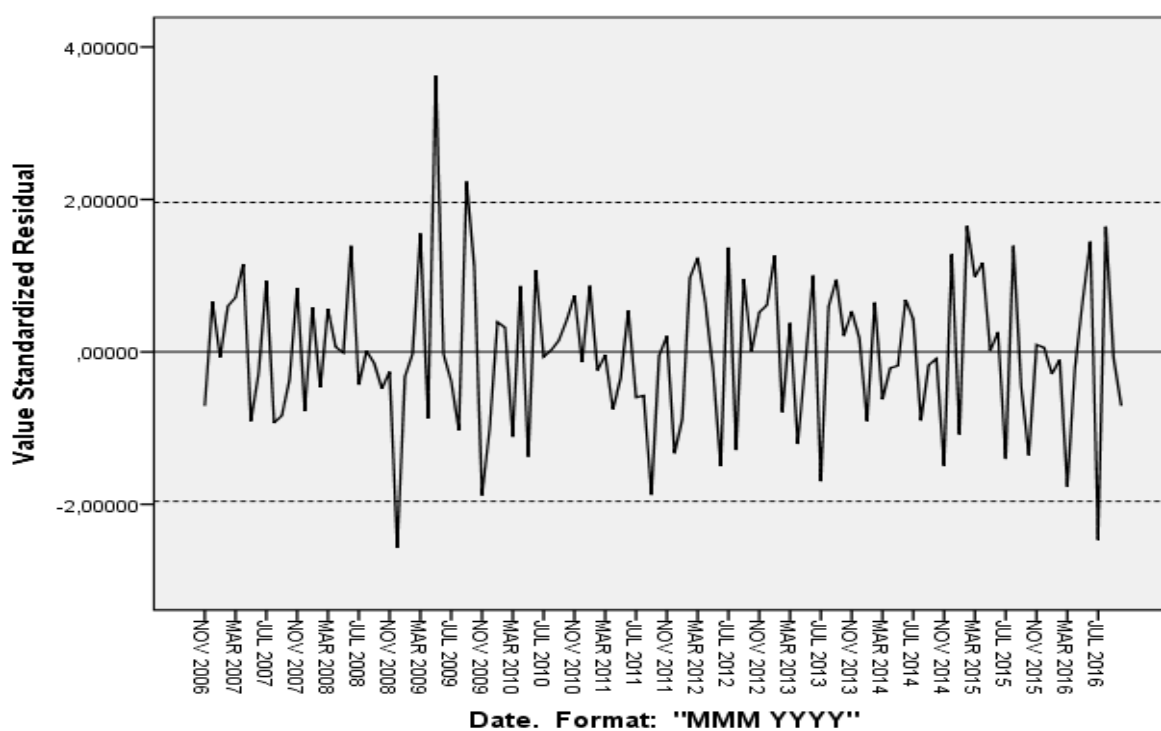


Příloha č. 8: Autokorelace v modelu 4.10

Graf: P 8.1 Bodový graf reziduální složky

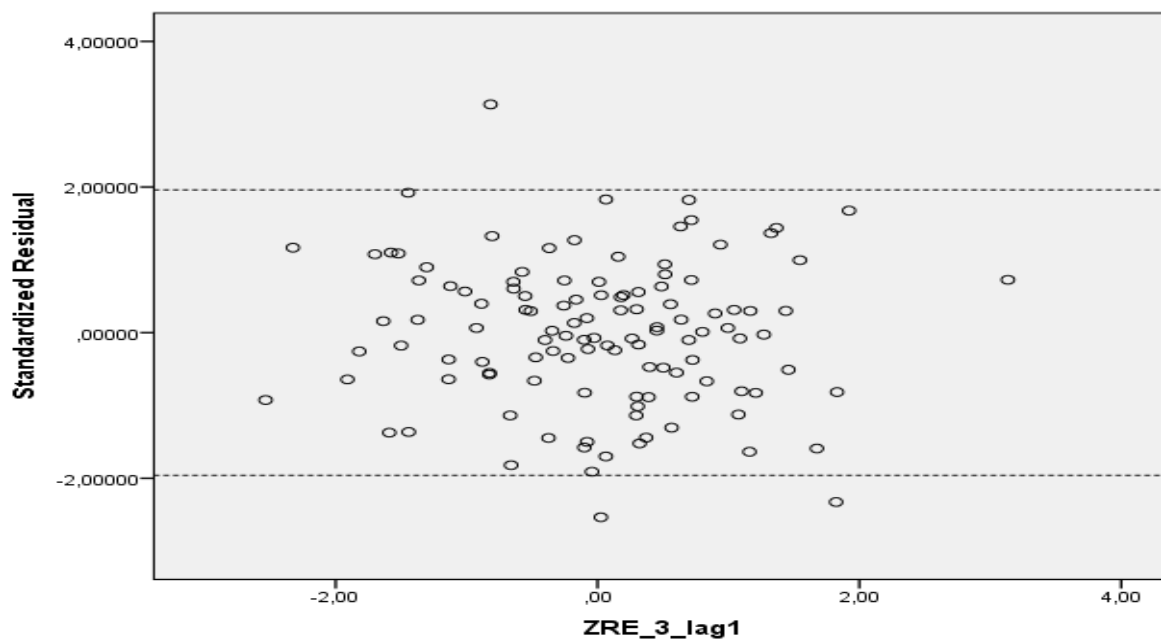


Graf P 8.2 Liniový graf reziduální složky

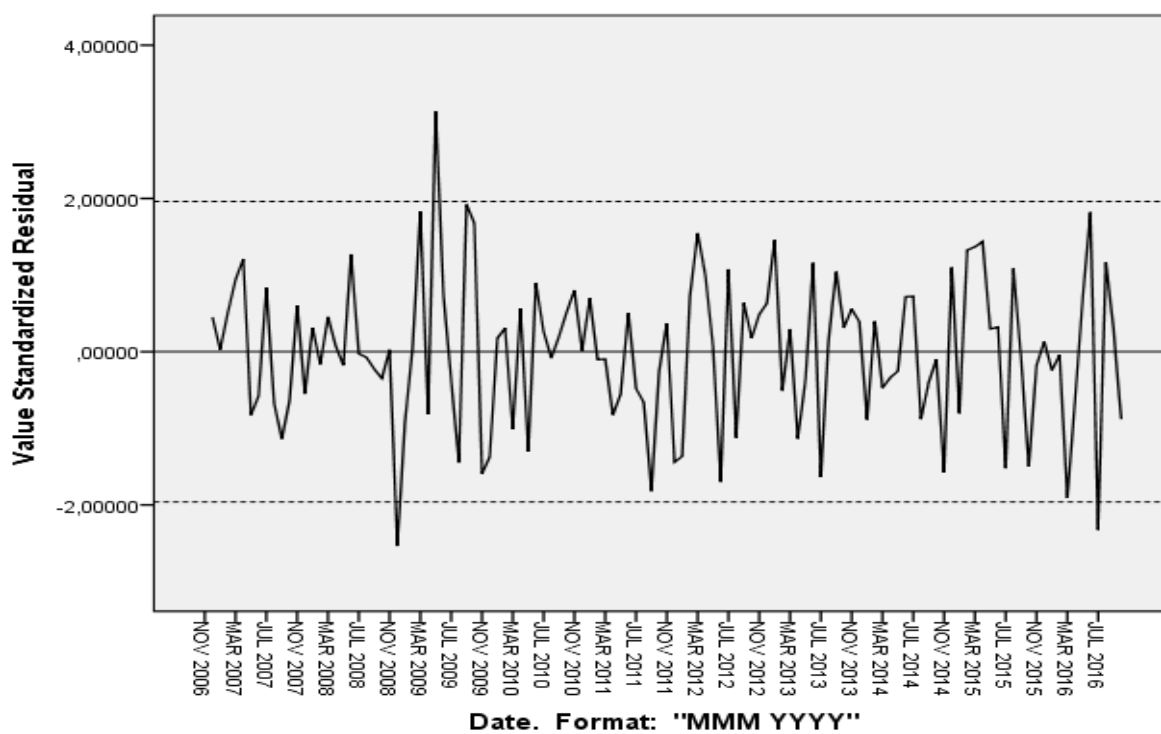


Příloha 9: Autokorelace v modelu 4.11

Graf P 9.1 Bodový graf reziduální složky

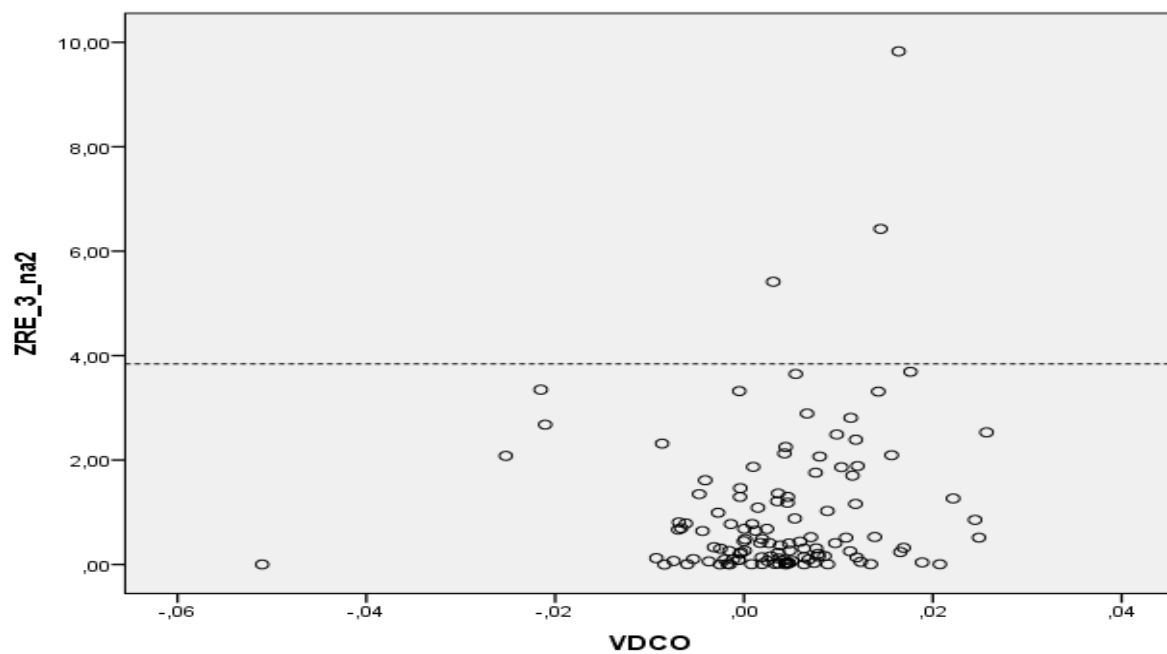


Graf P 9.2 Liniový graf reziduální složky

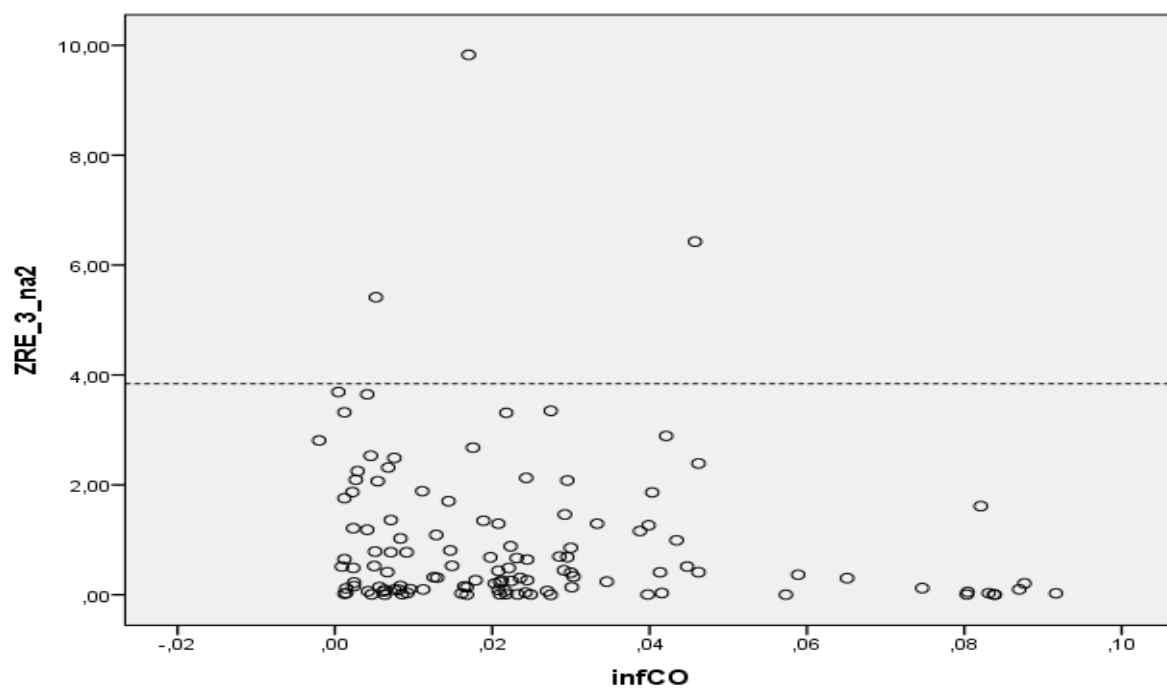


Příloha č. 10: Heteroskedasticita v modelu 4.11

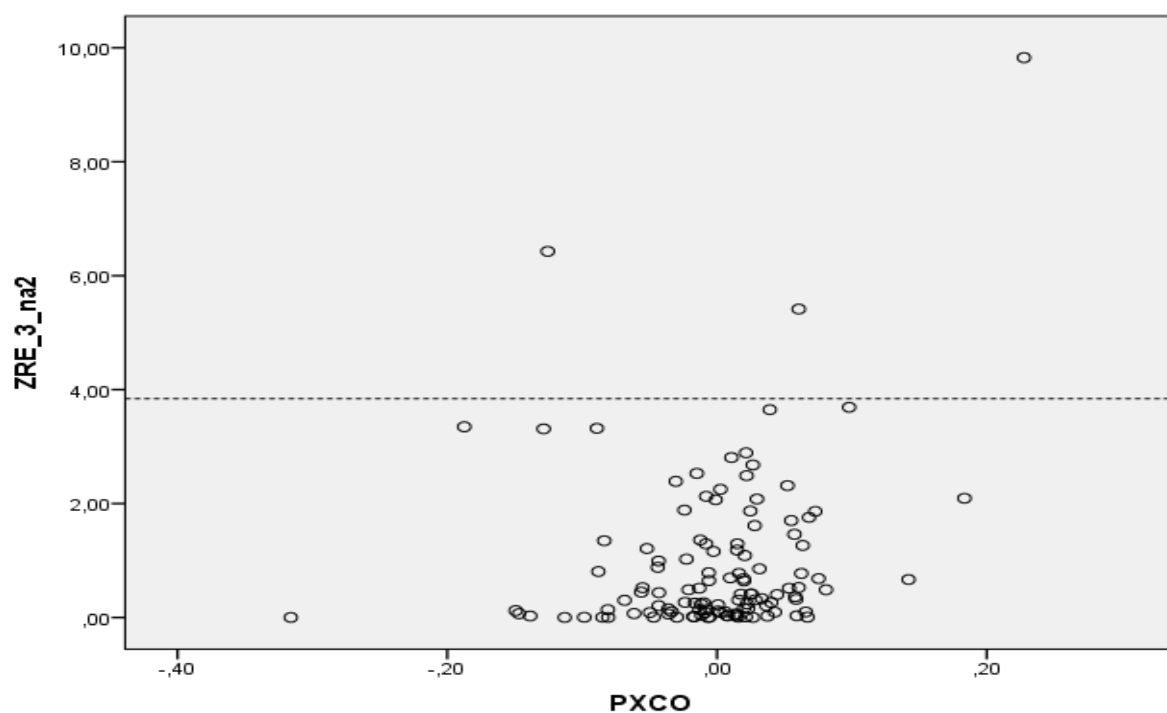
Graf P 10.1 Vývoj standardizovaných reziduí ve vztahu k VDCO



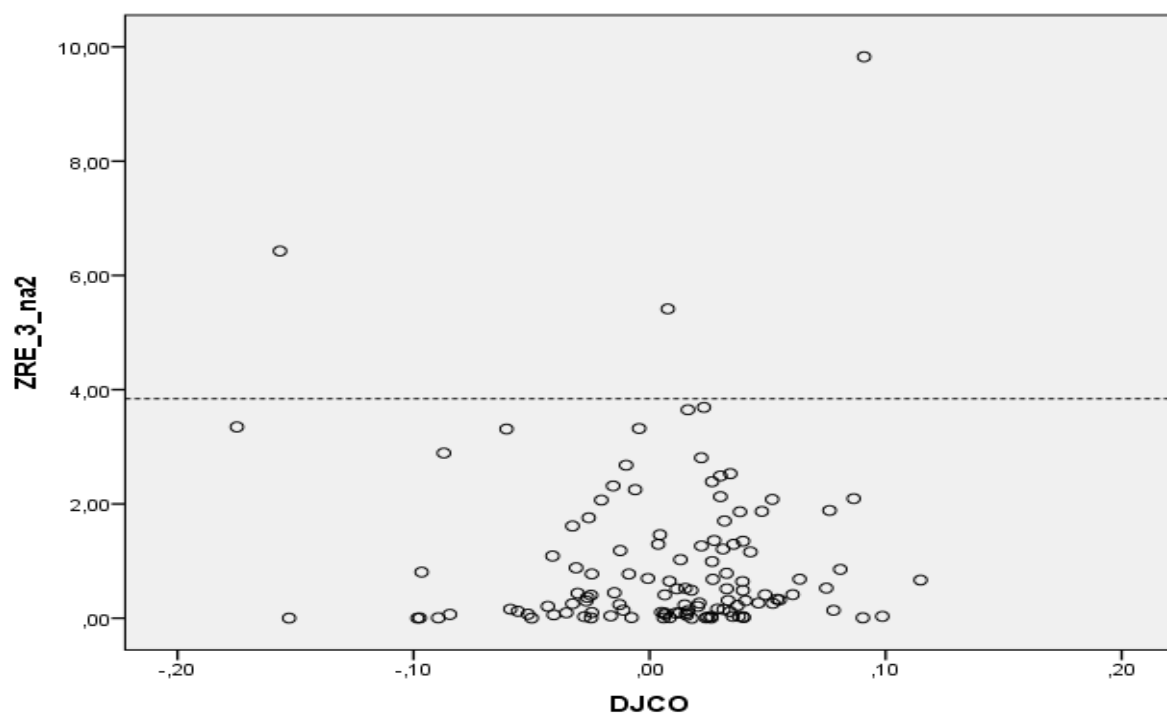
Graf P 10.2 Vývoj standardizovaných reziduí ve vztahu k infCO



Graf P 10.3 Vývoj standardizovaných reziduí ve vztahu k PXCO

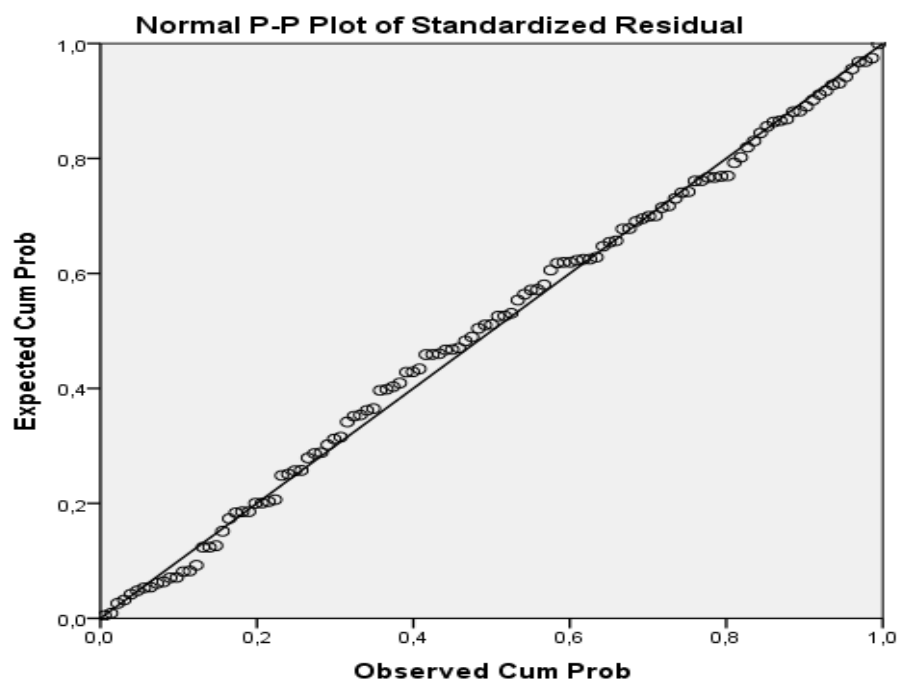


Graf P 10.4 Vývoj standardizovaných reziduí ve vztahu k DJCO



Příloha č. 11: Normalita reziduální složky v modelu 4.11

Graf P 11.1 PP graf standardizovaných reziduí



Graf P 11.2 QQ graf standardizovaných reziduí

